

PTE ÁJK-KTK Könyvtár

KH 1441

# DOKTORI ÉRTEKEZÉS

SCHEPP ZOLTÁN

2004



41 KTK

OT

336.7

S 27

PÉCSI TUDOMÁNYEGYETEM  
KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI KAR

GAZDÁLKODÁSTANI Ph.D. KÉPZÉS

**A BEFEKTETŐI HORIZONT HATÁSA A KÖTVÉNY-  
ÉS DEVIZAPIACOK KAPCSOLATÁRA RUGALMAS  
ÁRFOLYAMRENDSZERBEN**

KÍSÉRLET A „FORWARD-REJTÉLY” FELOLDÁSÁRA

Ph.D. ÉRTEKEZÉS

SCHEPP ZOLTÁN

TÉMAVEZETŐ: IFJ. ZELLER GYULA, KANDIDÁTUS

*mellettel*

PTE Egyetemi Könyvtár



P000818796

PÉCS, 2004



1.	BEVEZETŐ GONDOLATOK .....	2
2.	KAMATPARITÁSOK ÉS A FORWARD-REJTÉLY .....	7
2.1.	Paritások a nemzetközi pénzügyek elméletében és a gyakorlatban .....	7
2.2.	A fedezetlen kamatparitás és a forward-rejtély .....	14
3.	A HOZAMPARITÁSHOZ KAPCSOLÓDÓ MEGKÖZELÍTÉSEK .....	27
3.1.	A fedezetlen kamatparitás hosszú horizontú vizsgálatai.....	28
3.2.	Árfolyamváltozás és jegybanki reakciófüggvény: a szimultaneitási hiba lehetősége.....	49
3.3.	A hozamgörbe várakozási hipotézise (EHTS).....	61
3.4.	A várakozási hipotézisek (EHTS és UIP) integrált vizsgálatai .....	69
4.	A HOZAMPARITÁS MEGKÖZELÍTÉS .....	79
4.1.	Modellfeltevések .....	80
4.2.	A rövidtávú tényleges árfolyampálya meghatározatlansága .....	82
4.3.	A spot versus a hosszútávon várt árfolyam alkalmazkodása.....	89
4.4.	A hozamparitás viszonya a visszacsatolásos makro-modellekhez.....	91
5.	EMPIRIKUS TAPASZTALATOK .....	94
5.1.	Hosszabb vizsgálati periódusok .....	98
5.1.1.	DEM-USD reláció .....	100
5.1.2.	USD-GBP reláció .....	108
5.1.3.	DEM-GBP reláció .....	114
5.1.4.	A szimultaneitási hiba kezelési lehetőségei a hozamparitás regressziójában .....	118
5.1.5.	A hozamgörbe várakozási hipotézisének tesztjei.....	127
5.1.6.	Függelék: a hozamparitás és a véletlen bolyongás .....	129
5.1.7.	A hosszabb vizsgálati periódusok eredményeinek összegzése .....	132
5.2.	Előrejelzések 1 napos periódusra .....	134
5.2.1.	USD-EUR reláció .....	137
5.2.2.	USD-GBP reláció .....	143
5.2.3.	GBP-EUR reláció .....	149
5.2.4.	A napi előrejelzéshez alkalmazott hozamparítások Granger-tesztjei .....	153
5.2.5.	A hozamparitás és a bankközi kamatok .....	155
5.2.6.	A hozamparításra épülő spekulatív kereskedés esélyei .....	156
5.2.7.	Függelék: A hozamparítások korreláltsága és a késleltetés mértéke.....	159
5.2.8.	Összegzés, következtetések.....	160
6.	KÖVETKEZTETÉSEK ÉS ÖSSZEGZÉS .....	162
	HIVATKOZÁSOK .....	167
	ÁBRÁK JEGYZÉKE.....	176
	TÁBLÁZATOK JEGYZÉKE .....	177



# 1. Bevezető gondolatok

Nyitott nemzetgazdaságok számára a devizaárfolyamok a legfontosabb, jelentőségükben csupán a bérekkel vetekedő árparaméterek közé tartoznak. Alakulásuk a gazdaság- és kiemelten a pénzügypolitika valamennyi szokásos célváltozójára intenzív hatást gyakorol:<sup>1</sup>

- Egyrészt a hazai termelésű javak világpiaci kínálati árait mozgatva az árfolyam közvetlen befolyással van a nemzetközi versenyképesség egyik meghatározó dimenziójára. Az exportbevételek változása pedig közvetlenül lecsapódik a *folyó fizetési mérleg pozícióban*, illetve a *hazai jövedelmi folyamatokban*. Utóbbiak az esetek többségében pozitívan korrelálnak a *foglalkoztatási mutatókkal*.
- Másrészt az importált áruk és szolgáltatások hazai árára – a logisztikai költségek, vámok és különféle adók mellett – ismét csak közvetlenül (bár nem feltétlenül szimmetrikusan!) hatnak az árfolyamok változásai. A *jegybank* inflációs, vagy inkább: *árstabilitási célkitűzései* aligha függetleníthetők a hazai fizetőeszköz külső értékváltozásától, akárcsak a *tényleges inflációs folyamatok*.
- Harmadrészt a devizaárfolyam a hazai és külföldi denominációjú *tőkejavak relatív árát* is folyamatosan módosítja, változó peremfeltételeket kínálva a nemzetközi befektetési döntésekhez. Legyen szó akár munkahelyteremtő beruházásokról, akár a hazai szektorok finanszírozási lehetőségeit bővítő értékpapír-befektetésekről, akár hosszú távú nemzetközi hitelviszonyokról. Mindezek mellett természetesen a reallokáció lehetőségéről sem feledkezhetünk meg.

A felsoroltak, különösen az első két pont támpontot adnak annak megértésében, hogy vajon miért dominálják az árfolyamhoz kapcsolódó kutatások döntő többségét a makroökonómiai, pontosabban: gazdaságirányítói szempontok. Pedig „*a devizaárfolyammal kapcsolatos kérdésekre egészen más nézőpontból tekint a devizakereskedő, a vállalat, a kereskedelmi bank, a jegybank, vagy a pénzügyminisztérium közgazdásza, ...*”<sup>2</sup> Valószínűleg nem tévedünk, ha kutatás oldaláról leginkább elhanyagoltnak a vállalatok nézőpontját tekintjük.

<sup>1</sup> V.ö., pl. Willms [1992. 99.o.].

<sup>2</sup> Darvas-Halpern [1998. 9.o.].



Ugyanakkor, legkésőbb a forint intervenciós sávjának 2001. júniusi szélesítése óta, a vállalati szféra hazánkban is mindinkább szembesül az árfolyamkockázatok jelentőségével.

Az elméleti kutatások eredményei és a vállalati szféra külső tanácsadók felé megfogalmazódó igényei közötti szakadék teljes mélységében feltárul, ha szemügyre vesszük, hogy a tipikusnak tekinthető vállalatvezetői kérdések miképpen hangzanak:

- Milyen pénznemben érdemes eladósodnom?
- Adott időtávon a különféle devizarelációkban (beszerzési és termékpiacok) milyen irányú és mértékű árfolyamváltozásra számíthatok?
- Mely külföldi országokra lenne érdemes tartósan kiterjeszteni tevékenységemet (piacszerzés, tőkekihelyezés, stb.)?
- Átmenetileg szabaddá vált forrásaimat mely devizanemekben lenne érdemes befektetnem?

E kérdések legalább részleges megválaszolásához a magam módján igyekeztem én is hozzájárulni korábbi írásaimban. Schepp [2001] a részvénybefektetésekhez kötődő devizakockázatot igyekszik karakterizálni, míg Schepp [2002] az árfolyamkockázatok kezelésére idehaza is alkalmas eszköztár számbavételén túl amellet próbál érvelni, hogy „a devizamenedzsment szempontjainak egy nemzetközi piacokon működő vállalat stratégiai döntései többségének meghozatalába integrálódniuk kell.”<sup>3</sup> Bizonyítani igyekszik továbbá, hogy ennek fontossága nem függ a vállalkozás méretétől.

A rugalmas devizaárfolyamok elmélete ugyanakkor csak igen kevés konkrét segítséget tud nyújtani az említett stratégia jelentőségű döntések alátámasztására. Diszciplínánknak talán egyetlen más területén sem találhatnánk oly sok rejtélyesnek titulált jelenséget, mint a nemzetközi monetáris közgazdaságtan irodalmában. Az árfolyamok rövidtávon (éven belüli horizontok) a véletlen bolyongástól lényegében alig különböző sztochasztikus folyamatot követnek. A tradicionálisan használatos fundamentális magyarázó tényezők csupán igen hosszú, 3-4 éves távlatban mutatnak – sokak által vitatott – összefüggést az árfolyamok alakulásával. Utóbbi azonban egy-egy cég szempontjából túlságosan hosszú idő, s jól működő hitelfinanszírozási csatornák és fedezési lehetőségek hiányában akár a túlélés kérdése is lehet.

<sup>3</sup> Schepp [2002, 256.o.]. Az általam legfontosabbnak vélt stratégiai kérdések: M&A-projektek, a termék- és beszerzési piacok meghatározása, telephelyek kiválasztása, és az eszköz-forrás gazdálkodás sarkalatos döntései.



Amennyiben a kivitelezés során professzionális eszközkezelést vélelmezünk, akkor a vállalati devizamenedzsment stratégia döntéseinek sikere vagy sikertelensége nagy mértékben függhet attól, hogy a nyitott devizapozíciók nagy többségét tartalmazó rövidebb horizontokon képesek vagyunk-e értelmezni az árfolyamra ható sokkokat, illetve azok kölcsönhatásait az egyéb pénzügyi pozíciók értékváltozásával, köztük is elsősorban a kamatkockázatokkal.

Az imént megfogalmazott, az üzleti gazdaságtan témakörébe tartozó kérdések megválaszolásához alkalmas kiindulópontok felkutatása árfolyamelméleti alapkategóriák, nevezetesen a kamatparitások szerepének újragondolását igényli. A fedezetlen kamatparitással kapcsolatos gyakorlati anomáliák értelmezése ugyanakkor mind az elméleti, mind az alkalmazott közgazdaságtan számos területén is nagy jelentőséggel bírhat.

Az általam kidolgozott, és a dolgozat központi elemét képező hozamparitás-megközelítés nézetem szerint alkalmas keretet adhat annak megértéséhez, hogy amennyiben az elméletben meghonosodott várakozási hipotézisek ex ante teljesülnek, akkor ex post miért adódnak mégis rejtélyesnek tűnő jelenségek. Megközelítésem utóbbiak értelmezését szolgálja, és csakis akkor nyújthat támpontot előrejelzés készítéséhez, ha magas frekvenciájú adatok esetén elszámolási csúszást, vagy egyéb piaci sűrűlődni (pl. információs késést) feltételezhetünk.

A vázolt célok közelítését szem előtt tartva dolgozatom a következő tagolásban épül fel:

- A bevezetést követő fejezet a téma pozicionálását szolgálja. Ebben elsőként a nemzetközi monetáris közgazdaságtan alapkategóriát képező különféle paritások kerülnek bemutatásra, majd a később a forward-rejtéllyel kapcsolatos kutatásokat igyekszem tömören összefoglalni.
- A harmadik fejezetben olyan forrásokat rendszerezek, melyek összefüggésbe hozhatók saját, hozamparitás-megközelítésemmel. Itt kapnak helyet a fedezetlen kamatparitás hosszú horizontú vizsgálatainak eredményei, a McCallum [1994] tanulmánya nyomán kibontakozó irányzat munkái, a hozamgörbe várakozási hipotézisével kapcsolatos tapasztalatok, és néhány olyan munka, mely intenciójában vagy módszereiben mutat rokonságot megközelítésemmel.
- A negyedik fejezetben kapott helyet a hosszú befektetői horizont és szokásos rövid vizsgálati periódusok kontrasztjára épülő hozamparitás megközelítés (jelentős részben már publikált, Schepp [2003]) elméleti háttere, melyben a hozamgörbe várakozási



hipotézisét és a fedezetlen kamatparitást egymással összekapcsolva vizsgálom a rövidtávú árfolyamalakulást kockázatsemleges, és racionális befektetőket vételezve.

- Az ötödik fejezet a néhány kiemelkedően fontos nemzetközi relációban elvégzett empirikus vizsgálataimat tartalmazza. Első részében 1 és 3 hónapos vizsgálati periódusokra elvégzett szimultán vizsgálataimat szerepeltetem, míg a másodikban napi periódusra adott előrejelzések találhatók.
- Az utolsó részben a szokásos összegzés mellett igyekszem számba venni a lehetséges implikációkat, és megnyíló kérdéseket is.

Dolgozatom hangsúlyozottan nem foglalkozik árfolyampolitikai kérdésekkel, és szándékosan mellőztem a hazai példákat az empirikus vizsgálatokból is. Utóbbit a rövid idősorokkal is magyarázhatnám, de valójában azért járok el így, mert a kérdés idehaza az elmúlt másfél évben túlságosan átpolitizált. Ezért tisztán szakmai szemmel szinte lehetetlen hozzászólni.<sup>4</sup>

Nobel-díja átvételekor Friedrich August von Hayek a „tudás látszatáról” tartott előadást, melyben óva intett a kizárólag mérhető kategóriák közti kapcsolatból épített elméletek túlértékelésétől (Hayek [1995, 312-321.o.]). Egyúttal a szerénység szerepét hangsúlyozva arra is rámutatott, hogy sok esetben szerencsésebb volna beérni ún. tendencia-állításokkal. Dolgozatomban mindkét tanácsát igyekszem megfogadni. Ugyanakkor szándékomban áll elkerülni a *nem tudás látszatát* is. Ez azt jelenti, hogy nagyobb mértékben támaszkodom az empirikus vizsgálatokban dokumentált tényekre, mint néhány, a szakmai kánonba mélyen beleivódott elméleti sémára.

Ezen a ponton látom szükségesnek megvilágítani témaválasztásom személyes motivációit. Lassan egy évtizede igyekszem felkelteni egyetemi hallgatók érdeklődését a nemzetközi pénzügyi kapcsolatok izgalmas kérdései iránt. Mindig komoly nehézséget okozott számomra, és rendkívül ambivalens érzéseket ébresztett bennem, ha a manapság dominánsnak mondható pénz- és tőkepiaci árfolyamelméletek bemutatása volt a feladatom. Egyrészt ugyanis a legfontosabb mondanivalójukkal, miszerint a devizaárfolyamok a pénzügyi piacok (állományi) egyensúlyi viszonyaihoz igazodnak, magam is mélységesen egyetértek. Másrészt viszont roppant nehéz hitelesen érvelni olyan általam is problémásnak vélt összefüggésekre támaszkodva, mint pl. a fedezetlen kamatparitás vagy éppen a vásárlóerő-paritások. Az

<sup>4</sup> Dornbusch gondolatai az árfolyam politikai gazdaságtanáról pedig magyarul is olvashatók [1985, 118-119.o.].



árfolyamkockázatokkal kapcsolatos témakörök csak azért nem vezettek efféle „meghasonuláshoz”, mert a fedezeti technikák logikai tisztasága önmagában is kellő intellektuális örömet rejteget. Annál nagyobb fejtörést okozott viszont, valahányszor feltettem magamnak a kérdést: miképpen tudnék a segítségére lenni egy olyan vállalatvezetőnek, aki valóban komplex és adekvát válaszokat próbálna megfogalmazni cége számára az árfolyamkockázatokkal kapcsolatban? A dolgozatomban firtatott kérdéseket tehát, ha úgy tetszik, az élet maga hozta a számomra. Minden nehézségükkel és szépségükkel egyetemben.

A dolgozat elkészítése során óriási segítséget jelentett, hogy az OM, ill. az NKÖM által vásárolt előfizetések révén az utóbbi fél év során az egyetemi számítógépemről módom volt hozzáférni a ScienceDirect és EBSCO Internetes folyóirat-állományokhoz. Ezt megelőzően, 2003 nyarának elején a Doktori Iskola által nyújtott ösztöndíj jóvoltából a Hageni Egyetemen (Németország) tölthettem néhány hetet intenzív kutatással.

A bevezetőm végén köszönetemet szeretném kifejezni mindazok irányába, akik munkámat segítették, vagy a háttérből szorítottak értem. Elsőként Rappai Gábornak kell megköszönnöm, hogy mindig akadt kellő ideje és energiája ötleteim kritikus végighallgatására, és módszertani hiányosságaim korrigálására. Hálával tartozom Volker Arnold professzornak, hogy hageni tartózkodásom alatt – közvetlen szakmai területéhez nem tartozó témámban is – minden segítséget megadott. Köszönöm továbbá Bélyácz Iván professzornak, a Doktori Iskola vezetőjének, hogy több évtizedes kutatói tapasztalatainak átadásával segített kézben tartanom a munka fonalát. Konzulensem ifj. Zeller Gyula és Szabó Zoltán barátom lankadatlan biztatásukkal támogattak – időnként soha véget nem érőnek tetsző – kutatásaim során. Köszönöm Vincze Jánosnak, hogy a dolgozat előopponenseként fontos hiányosságokra irányította rá a figyelmemet. Külön és kiemelt köszönet illeti Darvas Zsoltot, aki Schepp [2003] lektoraként, a későbbiekben pedig kutatótársként a lehető legnagyobb mértékben járult hozzá munkám elkészültéhez. Számos fontos ötlet, kritikai észrevétel és argumentum valójában sohasem születhetett volna meg önélküle. Mindemellett e dolgozat elfogulatlan és alapos előopponense is tudott lenni.

Legvégül szerettem volna tartozni hálával: szüleimnek, akik mai napig megtalálják a módját annak, hogy nélkülözhetetlen segítséget nyújtsanak; Zorka kislányomnak, aki sugárzó lényével inspirált; és Tündi páromnak, aki sok szeretetet és erőt adott, miközben türelemmel viselte a munkával járó megpróbáltatásokat.



## 2. Kamatparitások és a forward-rejtély

Mivel a kamatparitások a forward-rejtély értelmezésének nélkülözhetetlen elemei, és egyúttal sokak számára nemzetközi pénzügyi piacok integráltságának a fokmérőjét is képezik, ezért először a fedezett, illetve a fedezetlen paritáshoz közvetlenül kapcsolódó kérdéseket (létrejöttük mechanizmusa, árfolyamelméleti szerepük, empirikus sérüléseik szokásos magyarázatai) járom körül, egész röviden kitérve a másik két sokat vizsgált, ám e dolgozat gondolatmenete szempontjából kevesebb jelentőséggel bíró paritásra: a vásárlóerő-, és a reálkamat-paritásokra is.

### 2.1. Paritások a nemzetközi pénzügyek elméletében és a gyakorlatban

A fedezett kamatparitás (CIP: Covered Interest Parity) hipotézise Keynes híres műve [1923, III./4. alfejezet, különösen: 123-130.o.] nyomán vált ismertté. Keynes az I. világháborút követően felfüggesztett nemzetközi aranystandard nyomán viharos gyorsasággal fejlődő forward devizapiacokat elemezve szuggesztíven érvel amellett, hogy a hazai és külföldi kamatok különbsége nem az aktuális árfolyamra, hanem a határidős és a spot árfolyam eltérésére, vagyis a swaplábra van közvetlen hatással. Mai fogalmaink szerint ez lényegében megfelel a fedezett kamatparitás leírásának. A paritás kialakulásáról és folyamatos teljesüléséről Keynes érvelésében a főbb nemzetközi pénzügyi központokban aktív bankok arbitrázstevékenysége gondoskodik. Utóbbi sem különbözik érdemben a fedezett kamatarbitrázs tankönyvekben (pl. Schepp és társai [2000, 426-427.o.]) is tárgyalt működési mechanizmusától. Az egyensúlyi feltételt a következő egyenlet szemlélteti direkt jegyzésnél:

$$(2.1) \quad f_{(0,1)} = s_0 \cdot \frac{1 + i_{(0,1)}}{1 + i_{(0,1)}^*}$$

Vagyis a ma érvényes 1 periódusú határidős árfolyam ( $f_{(0,1)}$ ) a spot árfolyammal ( $s_0$ ) adott pillanatban az aktuális bel- és külföldi (szintén 1 periódusú) kockázatmentes hozamok ( $i_{(0,1)}$  és külföldre  $i_{(0,1)}^*$ ) által determinált egyszerű lineáris kapcsolatban áll. Bár a gyakorlatban szigorúan véve a szimultán kapcsolatot a (2.1) formula írja le, az elméletben – praktikus okokból – a tőle kis mértékben eltérő, ámde egyszerűbb közelítő képlet használata szokásos:



$$(2.2) \quad \ln f_{(0,1)} = \ln s_{(0,1)} + i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*$$

Folytonos hozamokat feltételezve arbitrázsmentes szituációban közvetlenül az (2.2) képletet kapjuk, míg normál kamatozás esetében azt használjuk ki, hogy kis  $i$ -re  $\ln(1+i) \approx i$ .<sup>5</sup>

Az arbitrázsérvelések zárt logikájuk okán nehezen kérdőjelezhetők meg. Az arbitrázs folyamat hatékonysága (és így a konzisztens árstruktúra gyakorlati létrejötte) szempontjából azonban meghatározó jelentősége van a felhasznált piacok likviditásának és rugalmasságának. A fedezett kamatarbitrázs műveleteihez csakis olyan piacok használata szükséges, melyek a legfontosabb pénznemek (USD; EUR; JPY; GBP) vonatkozásában a lehető legteljesebb mértékben megfelelnek az említett követelményeknek. Az arbitrázs lebonyolításához a spot és a határidős devizapiac mellett,<sup>6</sup> a hazai és külföldi pénzpiacokra (rövid hátralévő futamidejű állampapírok vagy bankbetétek) van szükség. Ha például a dollár devizapiaci forgalmára, vagy az amerikai kincstárértékpapírok piacára gondolunk, aligha kételkedhetünk a kamatarbitrázs hatékonyságában. Az igen kiterjedt empirikus vizsgálatok alátámasztják intuíciónkat, hiszen a következő pontokban összegezhetők eredményeik (Moosa-Bhatti [1997, 250-251.o.]):

- A fedezett kamatparitás az offshore (euro-) piacokon a gyakorlatban szinte tökéletesen teljesül, ezért arbitrázsnyereségek hiányában ezek a piacok hatékonynak tekinthetők.
- A nemzeti pénzpiacokból kiinduló vizsgálatok már komolyabb eltéréseket mutatnak, azaz a CIP kevésbé precízen (de alapjában) teljesül. Az eltérések lehetséges magyarázatát a bizonytalansággal terhesebb időszakokban növekvő tranzakciós költségekben,<sup>7</sup> illetve az adatokkal kapcsolatos hiányosságokban kereshetjük.
- A tanulmányok többsége a forward devizapiacra az arbitrázsörök dominanciáját dokumentálja, és a spekuláció szerepét nem képes kimutatni.
- Az on- és offshore kamatok – valószínűleg a piacok növekvő integráltságának köszönhető – konvergenciájával párhuzamosan a CIP a nemzeti pénzpiacokat alapul véve is mindinkább érvényesül.<sup>8</sup>

<sup>5</sup> A logaritmusok használatának okairól és a Siegel-paradoxonról részletesen írnak Sarno-Taylor [2002, 35-38.o.]

<sup>6</sup> A spot és a határidős devizapiac helyettesíthető a szintén igen likvid devizaswap piaccal.

<sup>7</sup> Az egyik sokat hivatkozott, a tranzakciós költségek szerepét az eltérések 95%-ára becsülő tanulmány magyar nyelven is olvasható: Frenkel-Levich [1975], in: Darvas-Halpern, szerk. [1998].

<sup>8</sup> Krugman és Obstfeld [2000, 670-671.o.] a három hónapos eurodollár kamatok, illetve a három hónapos USA letéti jegyek példáján illusztrálja a kamat-konvergencia folyamatát.



A fedezett kamatparitás (a keresztárfolyamok mindenkor arbitrázsmenetségéről gondoskodó ún. háromvalutás arbitrázs<sup>9</sup> mellett) a devizapiacok elemzésének legbiztosabb pillére. A jelen írás szempontjából legfontosabb következtetést aligha tudnám Barabás Gyula [1996, 974.o.] megfogalmazásánál precízebben visszaadni: „*A fedezetlen kamatparitás elemzése során a fedezett kamatparitáshoz, mint érvényes tételhez fordulhatunk, az általa leírt összefüggést kihasználhatjuk.*”

A CIP mellett szintén a nemzetközi pénzügyi piacok integráltsági fokmérőjének tartják sokan a fedezetlen kamatparitást (UIP: Uncovered Interest Parity) is. Az elméletben ennek létrejöttét azonban nem arbitrázs-folyamat, hanem egy spekulatív portfólió-egyensúly garantálná.<sup>10</sup> Amennyiben rugalmas devizaárfolyamokat, korlátok nélküli nemzetközi tőkemobilitást, valamint a hazai és külföldi befektetési lehetőségek homogenitását vélelmezzük, akkor a kockázat-semleges befektetők által adott időszakra – a tartási periódusra – várt hozamok a két pénznem tekintetében kiegyenlítődnek.<sup>11</sup>

$$(2.3.a) \quad E_0(i_{(0,1)}) = E_0(i_{(0,1)}^*) + E_0(\ln s_1) - \ln s_0$$

Ha a tartási periódus és a választott befektetési forma (hátralévő) futamideje egybeesnek, akkor az egyes pénznemekben denominált hozamok ex ante ismertek. Tehát:

$$(2.3.b) \quad i_{(0,1)} = i_{(0,1)}^* + E_0(\ln s_1) - \ln s_0$$

A fedezetlen paritás szerint a magasabb rögzített nominális hozamokat (tőkejövedelmet), az azt ígérő pénznem várható leértékelődése (tőkeveszteség) kompenzálja.

Amennyiben a befektetői várakozások racionálisak, akkor a fedezetlen és a fedezett paritást kombinálva a következő írható fel:

$$(2.4) \quad E_0(\ln s_1) = \ln s_0 + i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^* = \ln f_{(0,1)}$$

<sup>9</sup> A háromvalutás arbitrázs egzisztenciájáról magyar nyelven Riecke-Szalkai-Száz [1985; 118.o.] írnak.

<sup>10</sup> A spot és a határidős spekulációt, mint a két lehetséges egyensúlygeneráló folyamatot bemutatja, pl. Jarchow-Rühmann [1991. 241-243.o.], akik egyúttal kimutatják, hogy a CIP érvényessége esetén ezek nem függetlenek.

<sup>11</sup> A fedezetlen paritást már eleve a megszokott közelítő formulában írtam fel. A várakozásokat  $E$  jelzi, a hozamokat  $i$  – külföld esetében felső csillaggal –, a devizaárfolyamot pedig  $s$ . Adott esetben a  $t=0$  és  $t=1$  közti időszakra írtam fel az összefüggést, amit a hozamok jobb alsó, zárójeles indexével jelzek.



Ha a fedezetlen paritás érvényes, és a várakozások vele konzisztensek, akkor (a fedezett paritás joggal vélelmezett érvényesülése esetén) a ma érvényes határidős árfolyam egyúttal az 1 periódussal későbbre várt spot árfolyamot is megtestesíti.<sup>12</sup>

A fedezetlen paritás, illetve a fedezet paritással való kombinációja azonban egy másik, a várható árfolyamváltozásra vonatkozó implikációval is jár, racionális várakozások esetén:

$$(2.5) \quad E_0(\ln s_1) - \ln s_0 = E_0(\Delta \ln s) = i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^* = \ln f_{(0,1)} - \ln s_0 = FP_{(0,1)}$$

A várt 1 periódusnyi árfolyamváltozás eszerint a ma ismert kamatkülönbséggel, illetve az 1 periódusnyi forward prémiummal (FP) egyezik meg.

Bár a (2.4) és (2.5) összefüggések a feltevések fennállása esetén ekvivalensek, a velük kapcsolatos empirikus vizsgálatok merőben eltérő képet mutatnak. Mielőtt azonban a forward-rejtély kifejtésébe belefognék, előbb kitérek a vásárlóerő- és reálkamat paritások rövid bemutatására.

A vásárlóerő-paritás (PPP: Purchasing Power Parity) érvényesülésének mikéntje egyes kortárs értelmezések szerint a pénzügyi és a jószágpiacok nemzetközi integráltságáról is képet nyújt. A PPP egyúttal az árfolyamokkal kapcsolatos legkorábbi, gyökereit tekintve a 16-17. századig visszanyúló elméleti megközelítés, mely modern formáját Gustav Cassel munkássága nyomán nyerte el az 1910-20-as években. Az árfolyamok és az árupiaci áralakulás közötti kapcsolat mindmáig meghatározó (elsősorban monetáris) árfolyamelméleti modellek sarokköve maradt.

Amennyiben a nemzetközi kereskedelem súrlódásmentes,<sup>13</sup> és az árupiacok kompetitívek, akkor a nemzetközi áruarbitrázs devizapiaci hatásai gondoskodnak a nemzetközileg egységes árak (p: az árszínvonal logaritmus) létrejöttéről (ún. abszolút PPP):

$$(2.6) \quad \ln s_t = p_t - p_t^*$$

<sup>12</sup> Az összefüggés elvileg akárhány periódusra is analóg módon felírható, bár likvid forward piacok nagyjából az 1 éves lejáratig léteznek. A kamatkülönbséggel korrigált mai árfolyam azonban továbbra is alkalmazható.

<sup>13</sup> Vagyis: nincsenek a külkereskedelmet sújtó adók, vámok és egyéb korlátozások, továbbá a disztribúciós költségek is elhanyagolhatók.



A logaritmusban felírt (2.6)-ot változási rátákba átfogalmazva az ún. relatív PPP-t kapjuk:<sup>14</sup>

$$(2.7) \quad \Delta \ln s = \Delta p - \Delta p^*$$

Az árakat kellően széles jószágkosarakra értelmezve, a relatív PPP szerint az árfolyampálya a két ország inflációs rátáinak különbségeit kompenzálja. Ez azt is jelenti, hogy a PPP szerint a reálárfolyam (logaritmusban:  $q = \ln s + p^* - p$ ) az időben konstans.

A relatív PPP képletéhez rendkívüli módon hasonlít, és vele gyakorlatilag azonos módon tesztelhető az ún. ex ante PPP. E megközelítés szerint racionális és kockázatközömbös aktorok esetén a várható árfolyampálya megegyezik a hazai és külföldi inflációs ráták adott időszakra várható értékei eltéréseivel:<sup>15</sup>

$$(2.8.) \quad E_0(\Delta \ln s) = E_0(\Delta(p - p^*))$$

A PPP elméletet „steril” formájának gyakorlati érvénytelenségét a közgazdászok a következő, az elmélettel konzisztenssé tehető okokkal hozták összefüggésbe:<sup>16</sup> ad1) a nemzetközileg versenyző („tradeable”) és a csak hazai piacra termelő („non-tradeable”) szektorok eltérő termelékenységnövekedése, az ún. Balassa-Samuelson hatás; ad2) a nemzetközi kereskedelem tranzakciós költsége; ad3) az egyes országok releváns jószágkosarainak eltérő súlyösszetétele.

A PPP empirikus tesztelése során notórius problémának bizonyulnak az árakra vonatkozó adatok. Bár ezek néhány konkrét áru esetében akár még évszázadokra visszamenőleg is rendelkezésre állnak, de az árindexeket már inkább csak a 19. századtól lehet a legfejlettebb országokra elérni, és csak éves bázison. Ezek a nagyon hosszú adatsorok azonban számos strukturális töréstől, köztük az árfolyamrezsimek változásaitól terhesek, ezért azok eredményeit kellő óvatossággal kell kezelni. A modernkori lebegtetés kezdete (1973) óta pedig még nem gyűlt össze elegendően sok árindex-adat egy-egy relációban, hogy egyértelmű véleményt mondhassunk az árak és az árfolyam viszonyáról. A probléma áthidalására ún.

<sup>14</sup> Bár sokhelyütt két külön hipotézisként szerepeltetik, Moosa és Bhatti – Casselre hivatkozva – hosszasan (és számomra meggyőzően) érvelnek amellett, hogy az abszolút PPP-hipotézis magába foglalja a relatívét is. Hiszen ha az abszolút forma két időpontra teljesül, akkor a kettő közti időszakra érvényes a relatív is.

<sup>15</sup> Ellenkező esetben az árupiaci spekuláció devizapiaci hatásai gondoskodnának a korrekcióról (Moosa-Bhatti [1997, 36-38.o.]

<sup>16</sup> V.ö., pl. Isard [1995, 60-63.o.]



panelvizsgálatokat szokás végezni, melyben több bilaterális relációból gyűjtött adatsort elemeznek összevontan.

A vásárlóerő-paritás elméletének empirikus tesztjeit Froot és Rogoff három „generációba” sorolja: ad1) a PPP-egyenletén (2.6) alapuló regressziós tesztek; ad2) a reálárfolyam véletlen bolyongási tesztjei; ad3) kointegrációs vizsgálatok.<sup>17</sup>

Bár az empirikus vizsgálatokból körvonalazódó kép rendkívül vegyes, a PPP érvényesülését illető szakirodalmi konszenzust a következőkben lehetne összefoglalni:<sup>18</sup>

- A reálárfolyam nem konstans, annak volatilitását a nominális árfolyam dominálja (vagyis az árak „ragadásak”). Hosszú távon a reálárfolyam sok esetben a Balassa-Samuelson hatás szerinti trend mentén is mozog.
- A PPP rövid- és középtávon nem alkalmas az árak és árfolyam közti kölcsönhatás leírására.
- Az árak és az árfolyam közötti kapcsolat jellegét tekintve csakis hosszú távú lehet, a PPP érvényesülését kizárólag kellően hosszú horizontot alapul véve reális vélelmezni.
- Az árfolyam PPP-től való eltéréseinek felezési ideje mintegy 4 esztendő.<sup>19</sup>

Logikailag a paritási feltételek közül a reálkamat-paritás (RIP: Real Interest Parity) a legáltalánosabb, hiszen teljesülése egyaránt vélelmezi a jószág-, a tőke- és devizapiacok nemzetközi integráltságát. Az RIP szerint a tőkemozgások folytán az ex ante reálkamatok nemzetközileg kiegyenlítődnek (a kamatok felső indexében R utal a reál értékre):

$$(2.9) \quad E_0(i^R) = E_0(i^{*R}) + E_0(\Delta \ln s) + E_0(\Delta(p^* - p))$$

<sup>17</sup> Kilian és Taylor [2003] friss vizsgálata viszont egy negyedik, Rogoff írását követően kibontakozó irányzat reprezentánsa: a reálárfolyam nem-lineáris modellezéséé. A szerzők 3 éves horizonton a véletlen bolyongásnál jobb előrejelzéseket prezentálnak, és rámutatnak, hogy az éven belüli horizont túlságosan rövid ahhoz, hogy a PPP-fundamentumok hatásai mérhetővé váljanak.

<sup>18</sup> Minden bizonnyal százaz nagyságrendben lehetne mind pro, mind kontra az érveket szolgáltató tanulmányokat felvonultatni, de a fentebb felsoroltak tekintetében a nagy többség egyetért, beleértve az idézett összefoglaló munkák szerzőit is.

<sup>19</sup> Az utóbbi vizsgálatok egy friss érdekessége, egyúttal a pro és kontra érvek csatáját is jól szemlélteti Darvas [2003] munkája, aki egy feltűnően kis felezési időt prezentáló tanulmány kapcsán mutatott rá fontos módszertani szempontokra. Imbs és társai [2003] munkájában a 14 hónapos felezési idő nagy valószínűséggel a kis minta, az outlierek és a figyelembe nem vett szezonális lefelé torzító hatásai nyomán adódtak.



Az RIP kétféle módon vezethető le, de mindkét esetben szükség van az ex ante PPP érvényességének feltevésére (Moosa-Bhatti [1997, 95-97.o.]):

- Egyik esetben a (zárt gazdaságra vonatkozó) Fisher-feltétel<sup>20</sup> és az UIP együttes teljesülése az addicionális feltételek. Ezekből (2.9) közvetlenül adódik.
- A másik esetben arra van szükség, hogy az ex ante PPP mellett a fedezett paritás (CIP) érvényesüljön, továbbá a forward devizaárfolyam torzítatlan becslője legyen a jövőbeni spot árfolyammal kapcsolatos várakozásoknak.<sup>21</sup>

Bár a második levezetésnek akad egy biztosnak tekinthető építőköve (CIP), mindkét esetben a gyakorlati tesztekben valószínűtlennek ítélt elemek dominálnak.<sup>22</sup> Az RIP-hez kapcsolódó empirikus tapasztalatokat a következő két pontban lehet összefoglalni (Moosa-Bhatti [1997, 303.o.]):

- Egyrészt a nemzetközi kamatkülönbség nem igazodik teljes egészében a várható inflációs ráták különbségéhez.
- Másrészt az ex ante reálkamat-különbözet nem stacioner.

Amiért ezt a kis kitérőt tettem a PPP és RIP irányába, az valójában a következő, tetszés szerinti horizontra felírható ex post azonosság:

$$(2.10) \quad i - i^* = (i^R + \Delta p) - (i^{*R} + \Delta p^*) = (i^R - i^{*R}) + \Delta(p - p^*)$$

Ez az azonosság magában hordoz egy (megítélésem szerint) fontos implikációt. Nevezetesen: az adott időszaki devizaárfolyam pálya csakis úgy lehet konzisztens egyszerre a fedezetlen kamatparitással (UIP) és a vásárlóerő-paritással (PPP) egyidejűleg, ha a reálkamatok ex post kiegyenlítődése megvalósul. Mivel utóbbi az empirikus tapasztalatok szerint nem túl valószínű, így akár az UIP, akár a PPP kapcsán adódnak pozitív gyakorlati eredmények, az implicite a másikkal szembeni érvek gyarapodásaként is felfogható. A reálkamat-paritással

<sup>20</sup> A közismert Fisher-feltétel szerint a várható reálkamat megegyezik a nominális kamat és a várt infláció különbségével (ha utóbbi kettő szorzata elhanyagolhatóan kicsi).

<sup>21</sup> Utóbbihoz, lásd (2.4) egyenlet!

<sup>22</sup> A továbbiakban tárgyalásra nem kerülő Fisher-feltétellel kapcsolatban az empirikus tapasztalatok, pl. a következők: ad1) a nominális kamatok nem igazodnak teljes egészében a várt inflációs rátához; ad2) az ex ante



kapcsolatos eredmények esetleges javulása ugyanakkor önmagában akár az UIP, akár PPP melletti bizonyítékként is felfogható.

Mindezt azért volt fontos rögzíteni, mert a továbbiakban már csak a fedezetlen kamatparitásra koncentrálok dolgozatomban, és kizárólag arra építve igyekszem értelmezni a rugalmas devizaárfolyamok rövid-, illetve nagyon hosszú távú viselkedését.

## 2.2. A fedezetlen kamatparitás és a forward-rejtély

A fedezetlen kamatparitás árfolyamelméleti jelentősége kiemelkedő. Olyan meghatározó modellek alapvető eleme, mint Dornbusch [1976] túllendülési elmélete,<sup>23</sup> vagy Krugman [1991] sávós árfolyamokat leíró elegáns modellje,<sup>24</sup> mindemellett a modern nemzetközi makromodellek egyik standard építőköve. A várható nominális hozamok nemzetközi kiegyenlítődése ugyanakkor olyan magatartási posztulátum egyúttal, melynek a helyességéről vagy a helytelenségéről alkotott kép pregnáns módon befolyásolhatja a nemzetközi pénzügyi piacok normatív megítélését is.<sup>25</sup> Az UIP-vel kapcsolatos szokásos nézőpontot hatásosan és tömören foglalja össze Flood és Rose [2002, 252.o.]: „*A fedezetlen kamatparitás ... a legtöbb elméleti modell kritikus sarokköve, és egyúttal elszomorító empirikus tévedés.*”

Amire Flood és Rose utalnak, azt a szakma forward-rejtély néven szokta emlegetni,<sup>26</sup> és immár évtizedek óta a nemzetközi monetáris közgazdaságtan egyik legintenzívebben kutatott területe. Ennek magyarázatát a téma elméleti hordereje mellett abban is kereshetjük, hogy a feloldási kísérletek, valamint a témakörhöz szorosan kapcsolódó empirikus árfolyamkutatások széles körű alkalmazási lehetőséget nyújtanak a dinamikusan fejlődő ökonometria módszerek számára. E módszerekkel – kellő jártasság hiányában – közvetlenül nem foglalkozom, csupán az empirikus vizsgálatokban is dokumentált dilemmák rendszerezésére törekszem.

---

reálkamatok véletlen bolyongást követnek; ad3) a Fisher-hipotézis érvényesülni látszik magas, vagy hiperinfláció idején, de nem érvényes alacsony inflációjú és fejlett gazdaságokra (Moosa-Bhatti [1997, 303.o.].

<sup>23</sup> Dornbusch overshooting-modelljében a gyorsan alkalmazkodó pénzügyi, és rigid árupiacok közti kontraszt abban tükröződik vissza, hogy a hosszú távú egyensúlyt jelképező PPP-hez az árfolyamnak az UIP-vel mindvégig konzisztens pályán haladva kell eljutnia. Ezért szükséges az árfolyam kezdeti túllendülése.

<sup>24</sup> A fedezetlen paritás Krugman modelljében betöltött szerepéről, és modell utóéletéről kimerítő elemzést ad Darvas [2001, 41-69.o.].

<sup>25</sup> A kérdés jelentőségére szemléletesen mutatnak rá Krugman és Obstfeld [2000; 674.o.]. Ha ugyanis sikerülne meggyőzően igazolni a határidős devizapiacok hatékonyságának hiányát, az növekvő igényt támaszthatna a devizapiaci intervenciók iránt, illetve a nemzetközi tőkemozgások liberalizálásának visszafordítását is mérlegelendővé tenné.

<sup>26</sup> Magyar fordításom – az egyszerűség érdekében – kissé csalóka, mert valójában és helyesen a forward diszkont rejtélyéről („forward discount bias”) lenne szó. A különbség hamarosan világossá válik.



A fedezetlen kamatparitás, és a vele konzisztens (tehát racionális) várakozások összekapcsolt hipotézisének tesztelésére első pillantásra mind a (2.4), mind a (2.5) formula alkalmas kiindulópontnak tűnik. Regressziókká alakítva:

$$(2.11) \quad \ln s_1 = \alpha + \beta \cdot [\ln s_0 + (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*)] + \varepsilon_1$$

$$(2.12) \quad \ln s_1 - \ln s_0 = \alpha + \beta \cdot (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*) + \varepsilon_1$$

Mivel a fedezett paritás (CIP) érvényesülésére bizton számíthatunk, ezért regresszorként a (2.11)-ben a határidős árfolyam ( $\ln f_{(0,1)}$ ), míg a (2.12)-ben a forward prémium ( $FP_{(0,1)}$ ) is szerepelhet. A kamatokról azonban jóval részletesebb és könnyebben elérhető adatok állnak rendelkezésre. A nullhipotézis mindkét esetben:  $[\alpha, \beta] = [0, 1]$ , és a hibatagok függetlensége.

Bár  $[\alpha, \beta] = [0, 1]$  esetén a két regresszió ekvivalens, az empirikus vizsgálatok homlokegyenest eltérő eredményekre vezettek. Miközben a (2.11) specifikációban kiváló, a hipotézist messzemenően alátámasztó kimenetek (a nullhipotézishez nagyon közel eső együtthatók, és kiemelkedően magas magyarázóerő) adódnak, addig a Fama [1984] nevéhez köthető (2.12) specifikáció képezi voltaképpen a forward-rejtély alapját. Ebben ugyanis az esetek elsöprő többségében negatív  $\beta$ -érték szokott adódni.

Melyik specifikáció eredményeire építhetünk tehát, melyik a kettő közül a releváns?

Az abszolút értékekben specifikált (2.11) regressziót a szakma döntő többsége nem tekinti legitimnek, mert a spot és forward árfolyamok mintabeli szórásai – a fedezett kamatparitás érvényesülésének közvetlen következményeként – gyakorlatilag azonosak Isard [1995, 83.o.]. Így azután az  $\alpha=0$ ,  $\beta=1$  teljesüléséből sem lehet a devizapiac hatékonyságára, illetve a fedezetlen paritás és a racionális várakozások kapcsolt hipotézisére vonatkozóan érvényes következtetést levonni. A kapott együtthatók valójában egy illúzió alapulnak, ami a spot és forward árfolyamok kointegráltságának következménye, McCallum [1994, 120.o.]. Ezt a konklúziót a specifikáció részletes összehasonlítása után a következő, mindkét specifikációt integráló regresszió vizsgálata alapján vonja le McCallum [1994, 119.o.]:

$$(2.13) \quad \ln s_1 = \beta \cdot f_{(0,1)} + \gamma \cdot \ln s_0 + \varepsilon_1$$



Ebben a kapcsolt specifikációban ugyanis mindkét alapformából kiindulva  $[\beta, \gamma] = [1, 0]$  a nullhipotézis. A tanulmányban prezentált számítások szerint ebben az esetben mind  $\beta$ , mind  $1 - \gamma$  pontbecslései a (2.12) kapcsán sokszor megtapasztalt  $-3$  és  $-4$  körüli nagyságrendbe estek 1978 és 1990 között 3 kiemelkedően fontos relációban (USD/DEM, USD/GBP, USD/JPY).

A magam részéről az iméntiekhez annyit fűznék még hozzá, a valóságban a fontos devizapárookra a (2.11) információértéke néhány hónapos horizontokon alig haladja meg a véletlen bolyongás hipotéziséét, hiszen a kamatkülönbségek szerepe a tényleges árfolyamváltozáshoz mérve lényegében elenyésző.

A változási rátákban specifikált (2.12) empirikus vizsgálatai alapján konszenzusos álláspont, hogy a hatékonysági hipotézis nem teljesül, mi több, a kamatkülönbség (vagy forward árfolyamok alkalmazása esetén a határidős prémium) az esetek többségében még az árfolyamváltozás irányát is rosszul jelzi. (Utóbbi, persze  $\alpha$  értékétől is függ. A negatív  $\beta$ -érték azt jelzi, hogy minél nagyobb volt a kamatkülönbség vagy a forward prémium, annál kevésbé értékelődött le a hazai pénz a vizsgált időszak átlagában. Taylor [1995, 15.o.]) Froot és Thaler [1990] összegzése szerint az addig publikált 75, különféle tesztben átlagosan  $-0,88$  volt a mért  $\beta$ , vagyis a regressziós együttható tapasztalati értéke.

A fedezetlen paritás egyik legfrissebb keletű vizsgálata Flood és Rose [2002] nevéhez fűződik. Ők a 90-es évek adataira támaszkodva újraszámolták a  $\beta$  értékeket, 23 ország pénzt vizsgálva az amerikai dollárhoz viszonyítva. A (2.12)-eshez hasonlóan a kamatok különbségével dolgozva a hipotézist magasabb frekvenciájú adatokkal is elvégezték. Bár a 23 országra összesített adatok a szerzők által kiemelten kezelt egyhavi horizonton némileg kedvezőbbek ( $\beta = 0,19$ ; a Newey-West korrekciós standard hiba pedig csupán  $0,01$ ), eredményeiket – hasonlóan a szerzőkhöz – óvatosan kell értékelni.<sup>27</sup> A vizsgálatba ugyanis számos magas inflációjú, a vizsgált időszakban valutaválságot átélt országot is bevontak,<sup>28</sup> és elsősorban az ő adataiknak köszönhető a pozitív  $\beta$  érték. A fejlettebb pénzügyi rendszerrel és stabilabb gazdasági környezettel bíró országok esetében bilaterális bázison továbbra is a

<sup>27</sup> A szerzők több vonatkozásban is (pl. mintaválasztás, aggregálás) árnyalják saját eredményeiket. Az aggregálási probléma kapcsán fontosnak tartom rámutatni arra, hogy bár a panelvizsgálatoknál az eltérő mintanagyságot és a devizaárfolyamok keresztkorrelációit figyelembe szokták venni, azok mégsem vetnek kellően számot az egyes devizarelációk sokszor több nagyságrenddel eltérő világgazdasági jelentőségével. Ugyanez persze Froot és Thaler imént hivatkozott összegzésével kapcsolatban is érvényes.

<sup>28</sup> Argentína, Brazília, Indonézia, Korea, Malaysia, Mexikó, Oroszország és Thaiföld is szerepeltek a listán. Esetükben pedig a valutaválság időszakában valóban bekövetkezett a hipotézisének megfelelő leértékelődés.



negatív értékek domináltak.<sup>29</sup> Meredith és Ma [2002] a teljes 90-es évtizedet is felölelő vizsgálatai viszont a rejtély robusztusságát és tartósságát dokumentálják több fontos relációban.

Szemléltető jelleggel 1987 és 1998 közti 1 hónapos LIBOR hozamok, és a Bundesbank, ill. ECB hivatalos devizaárfolyamaiból (USD/GBP relációban a számított keresztárfolyammal) meghatároztam annak a három relációnak a (2.12) regresszióit, melyeket később még több más szempontból is vizsgálni fogok az ötödik fejezetben.<sup>30</sup>

2.1. tábla: Az árfolyamváltozás és a kamatkülönbözet regressziói néhány kiemelkedő nemzetközi relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)

Magyarázó	Mutató	DEM-USD	USD-GBP	DEM-GBP
$i - i^*$  UIP  (2.12.)	$\alpha$	-0,000 (0,002)	-0,000 (0,003)	-0,002 (0,002)
	$\beta$	-0,908 (0,954)	-0,266 (1,138)	-0,822 (0,774)
	R <sup>2</sup>	0,005	0,000	0,006
	F	0,905	0,055	1,130
	p-érték	0,343	0,816	0,289
	DW	1,707	1,776	1,769
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	2,002	1,167	3,872
	p-érték	0,138	0,313	0,022

1987. január 31. és 2003. augusztus 28. közti havi záró adatokból 1 hónapos perióduson. A minták N=199 eleműek. Az együttthatók egyike sem szignifikáns.

A korábban idézett tapasztalatokhoz hasonlóan valamennyi relációban negatív béta együtttható adódott. Bár a DEM/USD és az USD/GBP relációban a Wald-teszt szerint az alaphipotézis sem vethető el (a nagy standard hibáknak köszönhetően), az eredmények mégis összhangba hozhatók a korábban leírtakkal. Ugyanis az egész regresszió egyetlen relációban sem szignifikáns, ami pedig inkább a kapcsolat teljes hiányára utal. Utóbbit a lényegében nullának tekinthető magyarázóerők (R<sup>2</sup>) is alátámasztják. Konstans kockázati prémium létezésére sem utal semmi jel.

<sup>29</sup> Flood-Rose táblázata [2002. 263.o.] szerint a legfontosabb 7 relációban (DEM, FFR, JPY, GBP, CHF, CAD, AUD) csak a márkára adódott pozitív  $\beta$  (0,13 de standard hiba: 1,11). E 7 reláció átlagos bétája egyébként -1,5.  
<sup>30</sup> Itt és a továbbiakban 1999-től a márkaárfolyamokat a rögzített átváltási aránnyal az euróárfolyamokból származtatam. A konkrét esetben ezen felül még 1999-től az euróra jegyzett LIBOR-rátákkal is kalkuláltam.





A tradicionálisnak mondható javaslatok a kapcsolt hipotézis empirikus érvénytelenségére két fő irányban keresik a magyarázatot: egyfelől a fedezetlen paritással nem konzisztens várakozások okait kutatják, másfelől a kockázat-semleges befektetői attitűd feltevését oldva, a külföldi befektetésekhez kapcsolódó elvárt kockázati prémium létezését vélelmezik.<sup>31</sup>

A várakozások torzítottságának lehetséges magyarázatairól idehaza is születtek munkák. A peso-problémával Darvas [1996], a racionális buborékok interpretációjával Barabás [1996], míg a tanulási folyamattal kapcsolatban Benczúr [2002] közölt tanulságos vizsgálatokat. Az egyes irányzatok gondolatmenetének lényege a következő:

- Az irodalomban Rogoff és Krasker nyomán ismertté vált, ún. peso-probléma a mexikói pénznemről kapta nevét, melyről elsőként dokumentálták, hogy hosszú évekig határidős diszkonttal kereskedtek vele a piacon, noha árfolyama rögzítve volt a dollárhoz képest. Ettől azonban még a piac várakozásai, ex ante korrektek lehettek. Egyszerűen arról van szó, hogy a mindenki által már régen várt leértékelés csak később következett be. Amennyiben pedig egy vizsgált véges minta hasonló, ténylegesen csak a mintaidőszak végét követően realizálódott eseményre (általában valamely pénzügy-, de tipikusan devizapolitikai döntésre) vonatkozó várakozásokkal terhelt, akkor az jelentősen torzíthat a regressziós eredményeken.
- Az ún. tanulási folyamat lényege, hogy a piaci szereplők a pénzügypolitika rezsimműltait érzékelve csak fokozatosan növekvő valószínűségekkel igazítják az új rezsimmel konzisztens pályához a várakozásaikat. Amíg a régi, immáron nem érvényes, rezsím hatásai nem tűnnek el a hozzá kapcsolt lehetséges kimenetek csökkenő valószínűségei által, addig e „tanulás” következtében a forward-prémium és várakozási hiba között létrejöhet az a negatív korreláció, amely a rejtély egyik lehetséges feloldását jelenti. (Lewis [2001, 1946.o.])
- A racionális buborék az önbeteljesítő jóslat egy formája. Ha egy buborék egyszer kialakul, attól kezdve a saját, önálló életét éli. A szakma többsége által kétségesnek tekintett magyarázat elméleti alapját azok a racionális várakozásokra épülő modellek adják, melyek

<sup>31</sup> Mivel mindkét irányzat irodalma könyvtárnyi, csak az összefoglaló munkákat és hazai forrásokat jelzem. A külföldi munkák szükségszerűen önkényes szelekcióját – mivel az nem tartozik e dolgozat szorosabban vett témájához – szándékosan nem vállaltam. A Journal of International Money and Finance (Elsevier), vagy az International Journal of Finance & Economics (Wiley) 1995 és 2000 közti évfolyamainak szinte bármely számában találunk a témába vágó írásokat.



determinálatlanok, vagyis az árfolyam végtelen sok (a választott modellparamétertől függő) pályát befuthat. (Isard [1995, 85-86.o.]).

Bár adott időszakokban és relációkban a torzított várakozásokból kiinduló megközelítések (főként az első kettő) jól értelmezhető eredményekre vezetnek, és közvetve még az az érv is mellettük szólhat, hogy más-más rész-időszakokban ugyanazokban a relációkban is mérhetőek igen eltérő eredmények, mégsem szokás általános érvényű feloldásoknak tekinteni őket. Ehhez minden bizonnyal hozzájárul, hogy egymással való összekapcsolásuk eddig még nem sikerült Lewis [2001, 1949-1950.o.]. Ám ha ez meg is történne, akkor is nehéz volna azonosulni azzal a gondolattal, hogy világ vezető devizaárfolyamait harminc éven keresztül permanensen hasonló hatások dominálták.

Ezt az intuíciót elméleti érvek és gyakorlati tapasztalatok egyaránt alátámasztják. A peso-problémával kapcsolatban a következő kétségek fogalmazhatók meg:

Ad1) Amennyiben (az eredeti mexikói példával összhangban) a befektetők racionálisan számítanak egy jelentősebb leértékelésre, mely az adott véges mintában nem következett be, akkor az önmagában az  $\alpha$ , és nem a  $\beta$  paraméter értékét tenné negatívvá. Utóbbihoz arra lenne szükség, hogy a várt egyszeri leértékelés nagyobb mértékű legyen, mint a mintában mérhető forward diszkontok átlaga. ad2) Mivel a forward diszkont a publikált minták nagy többségében váltogatja előjelét, ezért azt is értelmezni kellene, hogy miért várnak a befektetők egyszer jelentősebb felértékelést, máskor pedig leértékelést!? ad3) Alig hihető, hogy az empirikusan megvizsgált és anomáliát mutató többtucatnyi reláció mindegyikében folyamatosan számítottak volna a befektetők az árfolyam hatásági korrekciójára. (Engel [1996, 180-181.o.])

A tanulási folyamattal kapcsolatos magyarázat önmagában hordozza az általánosíthatósága elleni érvet, hiszen a gazdasági aktorok aligha tanulják az idők végezetéig a monetáris rezsim valamely diszkrécionális változását. (Taylor [1995, 18.o.]).

A racionális buborékokkal kapcsolatos averziókat jól érzékelteti Frankel és Rose [2001, 1709.o.] megfogalmazása: „Jó lenne, ha a közgazdászok tudnának mondani bármit is arról, hogy a buborékok miért jönnek létre, miért durrannak szét, és hogy miért jönnek létre nagyobb buborékok rugalmas, mint rögzített árfolyamrezsimekben.” De empirikus vizsgálatok



is szólnak a buborékok ellen. Wu [1995], pl. a Kalman-filtert alkalmazva jutott egyértelműen elutasító álláspontra a legfontosabb pénznemek (USD, DEM, JPY, GBP) vonatkozásában.

Az említett jogos kritikák okán első pillantásra plauzibilisebbnek tűnik a másik megfontolás, vagyis hogy a befektetők nem közömbösek kockázat iránt, és az idegen devizában vállalt pozíciókért a különféle lehetséges kockázatok kompenzációjaként ex ante egyfajta prémiumot (RP) várnak el. Ebben az esetben a paritás a következőre módosul:<sup>32</sup>

$$(2.14) \quad i_{(0,1)} + E_0(RP_{(0,1)}) = i_{(0,1)}^* + E_0(\ln s_1) - \ln s_0$$

A kockázati prémium segítségével könnyen értelmezni lehetne az  $\alpha$  zérótól eltérő értékeit a regressziókban. Ám e vizsgálatokban, mint láttuk, tipikusan inkább a béta negatívnak mért értékei okoznak problémát. Ennek értelmezéséhez pedig az időben változó kockázati prémiumot kell feltételezni. Valószínű lehet az a feltevés is, hogy az elvart kockázati prémium nem konstans. Időbeni változásait indokolhatnák, pl. a módosuló portfólió-részarányok, vagy a makrogazdasági peremfeltételek elmozdulásai (pl. a külső adósságállomány, vagy a folyó fizetési mérleg pozíció változásai). Azonban Fama [1984] rámutatott arra is, hogy amennyiben a (2.12)-es regresszióban mért  $\beta$  kisebb 0,5-nél, akkor az elvart prémium varianciája nagyobb, mint a várt árfolyamváltozása.<sup>33</sup> Ez pedig már ellentmond a józan intuíciónak, hiszen a prémium közvetlenül mégiscsak az árfolyamkockázat kompenzációja.

A továbblépéshez szükséges tisztáznunk, hogy a forward-rejtély komplexebb probléma annál, hogy kamatkülönbség (vagy a határidős felár) a következő időszak árfolyamváltozásának torzított becslője. Legalább ilyen fontos, hogy az árfolyamváltozásban implikált hozam volatilitása éven belüli (pl. 1 vagy 3 hónapos) horizontokon nagyságrenddel haladja meg a kamatdifferenciát.

Ennek szemléltetésére definiáljuk a prémium hozamot (ER: excess return) az árfolyamhozam és az ex ante ismert kamatkülönbség ex post eltéréseként:

$$(2.15) \quad ER = (\ln s_1 - \ln s_0) - (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*)$$

<sup>32</sup> Csupán választás kérdése, hogy a kockázati prémiumot melyik oldalon definiáljuk. V.ö.: Taylor [1995, 17.o.]



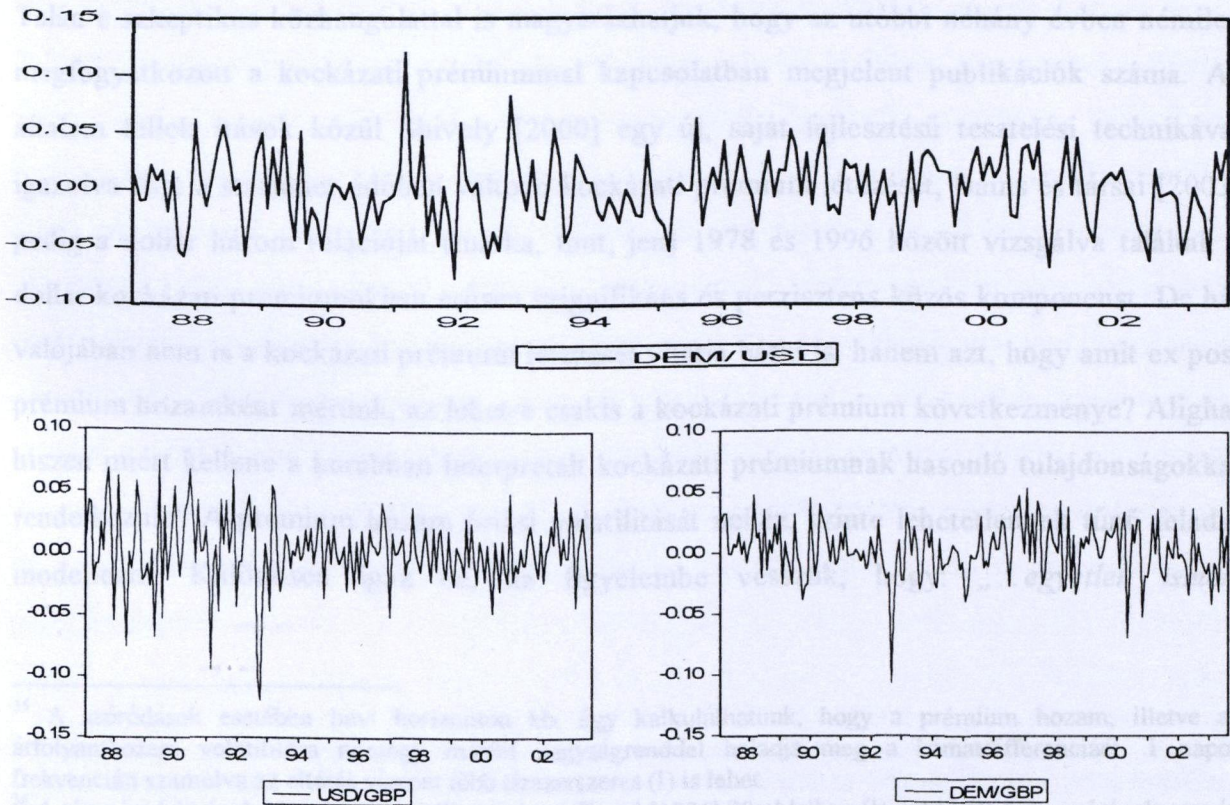
A prémium hozam tehát nem más, mint a devizapozícióon realizált tőkenyereség csökkentve az időszak ex ante ismert folyó tőkejövedelmeinek különbségével. Mivel a prémium hozam egyúttal a hipotézis szerinti  $\alpha=0$ ,  $\beta=1$  értékkel kalkulált fedezetlen paritás ex post becslési hibája is a tényleges árfolyamváltozást tekintve, így voltaképpen valamennyi, a forward-rejtélyt magyarázni kívánó megközelítésnek e prémium tulajdonságaival kell számot vetnie.

Márpedig ez több tekintetben is értelmezésre szorul (Lewis [2001, 1918.o.]):

- Egyrészt várható értéke szignifikánsan különbözik nullától akár hosszabb időszakokon keresztül;
- Másrészt előjele azonos relációkban is váltakozó (akár rövid időszakon belül is);
- Harmadrészt rendkívül nagy szóródást mutat.<sup>34</sup>

A következő ábracsorolék a prémium hozam alakulását illusztrálja a 2.1. táblában prezentált relációk tekintetében ugyanazon időszakra és vizsgálati periódusra:

2.1. ábra: Prémium hozamok néhány nemzetközi relációban (1987M2:2003M8)



<sup>33</sup> Fama érvelését didaktikus formalizálásban mutatja be Obstfeld-Rogoff [1996, 589-591.o.], valamint Lewis [2001, 1918-1922.o.].

<sup>34</sup> A szóródással kapcsolatban ki kell emelni, hogy bár rendkívül nagy, valamennyi fontos nemzetközi relációban bizonyos határok között marad.



Mint látható, a prémium hozam havi értékei tipikusan egy  $\pm 10\%$ /hó tartományban szóródtak. Mindez évesítve  $\pm 120\%$ -nak felelne meg. Ez a megdöbbentő mértékű szóródás pedig sokszorosa annak, ami a kamatkülönbözetet jellemzi.<sup>35</sup> Más fontos devizapárookra egyébként Lewis [2001], Moosa-Bhatti [1997] és Isard [1995] is közölnek hasonló ábrákat.

Az időben változó kockázati prémium lehetőségét kutató szerzők többnyire elsőrendű autoregresszív folyamatok segítségével, és a legmodernebb ökonometriai arzenál felhasználásával igyekeznek modellezni az ER volatilitását. A hozzájárulások hihetetlenül magas száma ellenére a szakmai konklúzió végeredményben elutasító.<sup>36</sup> Engel [1996, 179.o.] széles körű összegző munkájában két végkövetkeztetést von le:

- A várt árfolyamváltozás varianciája túlságosan nagy ahhoz, hogy a standard eszközallokációs modellekkel értelmezni lehessen elvárt kockázati prémiumként.<sup>37</sup>
- A forward diszkont és a tényleges árfolyamváltozás közötti negatív korreláció túlságosan erős ahhoz, hogy konzisztens lehessen a kockázati prémium modellekkel.<sup>38</sup>

Talán e szkeptikus közhangulattal is magyarázhatjuk, hogy az utóbbi néhány évben némileg megfogyatkozott a kockázati prémiummal kapcsolatban megjelent publikációk száma. Az általam fellelt írások közül Shively [2000] egy új, saját fejlesztésű tesztelési technikával igazolva látja a stacioner, időben változó kockázati prémium létezését, Bams és társai [2003] pedig a dollár három relációját (márka, font, jen) 1978 és 1996 között vizsgálva találtak a dollár kockázati prémiumokban erősen szignifikáns és perzisztens közös komponenst. De hát valójában nem is a kockázati prémium létezését vitatja bárki is, hanem azt, hogy amit ex post prémium hozamként mérünk, az lehet-e csakis a kockázati prémium következménye? Aligha, hiszen miért kellene a korábban interpretált kockázati prémiumnak hasonló tulajdonságokkal rendelkeznie? A prémium hozam óriási volatilitását nehéz, szinte lehetetlennek tűnő feladat modellezni. Különösen igaz ez, ha figyelembe vesszük, hogy: „...egyetlen ismert

<sup>35</sup> A szóródások esetében havi horizonton kb. úgy kalkulálhatunk, hogy a prémium hozam, illetve az árfolyamhozam volatilitása mintegy másfél nagyságrenddel haladja meg a kamatdifferenciát. 1 napos frekvencián számolva az eltérés viszont több tízezerszeres (!) is lehet.

<sup>36</sup> A téma irodalmának kiterjedtségét jellemzi, hogy Engel [1996] 70 oldalban (!) publikált összegzésének csupán az irodalomjegyzéke 8 teljes oldalt tölt meg a Journal of Empirical Finance hasábjain...

<sup>37</sup> E modellekben (mint pl. a CAPM) teljesen ésszerűtlen (vagyis nagyon magas) kockázatkörülési együtthatót kell ahhoz alkalmazni, hogy a volatilitások konzisztensek legyenek.

<sup>38</sup> Forward diszkont alatt Engel a határidős és a mai spot árfolyam különbségét ( $\ln f_{(0,1)} - \ln s_0$ ) érti. Ezt én prémiumként definiáltam, de ez csupán választás kérdése. V.ö. Taylor [1995, 15.o. 2. lábjegyzet].



makroökonómiai fundamentum volatilitása sem változik meg drámai módon a különféle árfolyamrendszerekben, kivéve az árfolyamot magát.” (Flood és Rose [1999, 667.o.])<sup>39</sup>

Egy korábbi munkájukban Flood és Rose [1996] arra is rámutattak empirikus vizsgálataikkal, hogy az EMS rögzített árfolyamai mellett a forward-rejtély jó része „eltűnik”, vagyis akár a rejtély maga is rezsim-specifikus lehet. Kugler és Weder [2002] 10 ország valamennyi lehetséges relációjában (szám szerint 45-ben) az 1980 és 1998 közti időszakra elvégzett regressziós tesztjeiből is hasonló összkép rajzolódik ki. A nyugat-európai országok egymás közti relációiban tendenciózusan jobb eredmények adódnak.

A sokasodó ellentmondások okán széles körben elterjedt nézet, hogy a devizaárfolyamok a „saját külön életüket élik”. Egy mérvadó vélemény szerint: „...*az ipari országokban normál időkben a konvencionális makro-megközelítésű modellek képtelenek megragadni a nominális árfolyam mozgások változékonyságának döntő hányadát.*” Flood és Taylor [1996. 285.o.].

Míg az összes eddig említett megközelítés a racionalitási feltevést megtartva igyekezett interpretálni a forward-rejtélyt, addig a piaci megkérdésekkel endogenizáló, és így a fedezetlen paritást közvetlenül tesztelő tanulmányok már ezt is oldják. Bár a piaci szereplők árfolyam-váramozásait kérdőívek révén megragadni igyekvő empirikus vizsgálatok eredményeit több szempontból is fenntartással szokás kezelni,<sup>40</sup> azok is nehezen illeszthetők a kockázati prémium koncepciójához. A határidős árfolyamot és a kinyilvánított váramozások valamilyen átlagaként képzett „várt piaci árfolyamot” egybevetve könnyen számolható egyfajta elvárt kockázati prémium, azonban több empirikus eredmény is utal arra, hogy az így származtatott kockázati prémium szisztematikusan korrelál csak később ismertté váló információkkal Lewis [2001; 1940-1941.o.].<sup>41</sup> Cavaglia és szerzőtársai [1998], pl. a német márka nyolc relációját vizsgálva találtak az esetek nagy többségében erősen szignifikáns (és tipikusan negatív!) kapcsolatot a kamatkülönbözet későbbi változása és az elvárt kockázati prémium között.

<sup>39</sup> Kiemelés az eredeti szerint. Goldberg és Frydman [2001] a DEM/USD relációt vizsgálva felvetnek azért egy lehetőséget. Eszerint az árfolyam rövidtávú instabilitását időszakonként eltérő makroökonómiai tényezők magyaráznák. A monetáris modellből kiindulva mindenesetre nem sikerült az árfolyamok strukturális töréseihez igazodó egyéb (makro-tényezőkben mutatkozó) töréseket kimutatniuk.

<sup>40</sup> A két legfontosabb előzetes kritika: 1. A kinyilvánított váramozások szóródása olyan nagy, hogy nem lehet egyszerűen az eltérő szubjektív információkkal interpretálni; 2. Korántsem biztos, hogy üzleti döntéseiket az egyes piaci szereplők a kinyilvánított váramozásaikkal összhangban hozzák meg.

<sup>41</sup> Chionis és MacDonald [2002] viszont megkérdések dezaggregált adataiból kiindulva – a fentiekkel ellentétben – az időben változó kockázati prémium (és erősen heterogén váramozások) létezésére következtetnek.



A kérdőíves vizsgálatok ugyanakkor arra is utalnak, hogy a várakozások nem feltétlenül irracionálisak, de igenis torzítottak (pl. Chinn és Frankel [1994], vagy az imént említett Cavaglia és társai [1998]). A kérdőíves vizsgálatok összességükben azt jelzik, hogy mind a kockázati prémium, mind a várakozások torzítottsága közrejátszhat a rejtély létrejöttében (Taylor, [1995, 18.o.]). De feloldani a rejtélyt eleddig ezek a vizsgálatok sem tudták.

Az empirikus árfolyamkutatások önálló, és súlyos dilemmákat felvető területét képezik a mintán kívüli előrejelzések. Immár 20 éve, hogy megjelent Meese és Rogoff [1983] híres tanulmánya, melyben a szerzők a vásárlóerő-paritás (PPP), a fedezetlen kamatparitás (UIP) és három, akkoriban vezetőnek számító strukturális árfolyamelméleti modell előrejelző-képességét vizsgálva azt találták, hogy a véletlen bolyongás hipotézise (vagyis az aktuális árfolyam) semmivel sem szolgáltatott gyengébb predikciókat náluk. Mindezt annak ellenére, hogy a strukturális modellekben a fundamentumok előrejelzett értékei helyett a később ténylegesen realizált értékeket alkalmazták. Ennek meggyőzően ellentmondó eredmények csak az 1 éven túli horizontokon születtek Frankel-Rose [2001; 1703-1704.o.]. Utóbbira az egyik leglátványosabb példa Mark [1995] nevéhez fűződik, aki a monetáris modell egyik egyszerű változatával adott impresszív pontbecsléseket 3, illetve 4 éves horizontokra.

Faust és társai [2003] viszont ezzel összefüggésben két dologra is rávilágítanak: egyrészt Mark [1995] modelljén és adatbázisán szemléltetik a minta- és előrejelzési időszak (adott esetben szerencsés) megválasztásának az eredményeket drámai módon befolyásoló szerepét.<sup>42</sup> Másrészt igyekeznek eloszlatni azt a félreértést, hogy a ténylegesen realizált jövőbeni értékek használata a strukturális modelleknek „kedvezne”. Empirikus példáik ezzel szemben ugyanis azt támasztják alá, hogy a fundamentális tényezők alakulásáról elsőként közölt adatokkal jobb eredmények adódnak, mint a későbbi statisztikai korrekcióknak alávetett ún. végleges adatokkal. Sok esetben pedig az előrejelzési időpontban a fundamentumokról ténylegesen rendelkezésre álló (real time) előrejelzésekkel kapható jobb eredmény, mint a később bekövetkezett értékekkel. A Journal of International Economics ugyanezen számában jelent meg Clarida és társai [2003] munkája is, melyre később, a 3.4. alfejezetben (egyéb pozitív eredmények társaságában) még visszatérek.

<sup>42</sup> Akár a kiválasztott időszak előtt, akár utána sokkal rosszabb eredmények adódtak volna. V.ö. Frankel és Rose [2001; 1705.o.] rövid- és középtávú fundamentális előrejelzéssel kapcsolatos szkeptikus álláspontjával is.



A forward-rejtélyt néhány esetben tisztán módszertani alapon is megkísérelték értelmezni.<sup>43</sup> Baillie és Bollerslev [2000] tanulmánya is e munkák közé tartozik. Ők a rövid (kis) minták statisztikai tulajdonságaiból és a forward prémium perzisztens autokorrelációjából kiinduló érvelésükben tisztán ökonometriai, és a fedezetlen paritással összeegyeztethető értelmezését adják a (2.12)-höz hasonló regressziókban kapott  $\beta$ -értékek eloszlásának. 5 éves, 1995-ben véget érő mozgó mintákon számított regresszióik egyúttal azt is sejtetik, hogy a forward-rejtély magától eltűnik, mert a hipotézisre mind kedvezőbb eredmények adódnak. Meredith és Ma [2002] azonban a mintákat 2000-ig bővítve rámutattak, hogy a rejtély igenis robusztus.

Az utóbbi években számos új, távolabbról a forward rejtélyhez is kapcsolódó megközelítés látott napvilágot. Többek között az Obstfeld és Rogoff [1996]<sup>44</sup> nyomán kibontakozó „új makroökonómiai megközelítést” is többször alkalmazzák a téma kapcsán. Moore és Roche [2002] pl. úgy vélik, hogy modelljük a rejtély majd minden összetevőjével számot képes vetni, kivéve a spot árfolyam változásában implikált hozam túl magas várható szórását. Tegyük hozzá: mint korábban láttuk, valójában ez a legnehezebb.

A piaci mikrostruktúra elmélete már több mint egy évtizedes múltra tekinthet vissza, és lassan a tradicionális irányzatok közé is besorolható. Az irányzatról (e dolgozatban egyébként is hivatkozott könyvek közül) áttekintést adnak, pl. Frankel és Rose [2001, 1709-1718.], vagy Frankel-Galli-Giovannini [szerk., 1996]. A devizabrokerek magatartását, vagy a kereskedési szisztémák sajátosságait firtató megközelítés elsősorban a legrövidebb horizontok vizsgálatára szakosodott, és jelenleg az ajánlatok áramlásának („order flow”) elemzése az egyik legizgalmasabb kutatási témája.<sup>45</sup> Mivel a témában napvilágot eredmények egybecsengenek saját megközelitésem következtetéseivel, ezért a 4. fejezetben fogom hivatkozni őket.

A téma friss eredményeit összegző, és saját eredményeit bemutató könyvében Lyons [2001] a forward-rejtélyre is új magyarázatot kínál. Kereskedőkkel folytatott beszélgetéseiből kiindulva arra következtet, hogy a tesztekben mérhető negatív béták többnyire beleesnek abba

<sup>43</sup> Bekaert és Hodrick [2001] ide is kapcsolható munkájára a 3.4. alfejezetben a hozamgörbe várakozási hipotézisének tesztjei kapcsán térek ki.

<sup>44</sup> Obstfeld és Rogoff [1996, 591.o.] maguk is szolgálnak egy érveléssel könyvükben a forward-rejtély kapcsán: eszerint „megeshet, hogy nem a kockázati prémium varianciája 'olyan nagy', hanem a várt árfolyamváltozások 'oly kicsik’”. Bár az érv nagyon szellemes, az ex post prémium hozamokat szemlélve kevésbé meggyőző. A várt árfolyamváltozások szóródása ugyanis aligha lehet csekély, ha a befektetők tekintettel vannak a tényekre. A piaci megkérdések eredményei legalábbis erősen erre utalnak.

<sup>45</sup> Lyons professzor könyvéről szóló recenziójában írja Dominguez [2003, 467.o.], hogy e kutatások „segíthetnek megérteni miért, és mikor mozognak az árfolyamok”.



$[-1, +3]$  sávba, melyben az anomáliára épülő spekulatív kereskedés túlságosan kockázatos lenne a Sharpe-mutató alapján kalkulálva. Lyons [2001, 206-220.o.]

Az „új mikro” egy más jellegű, ugyanakkor meglepő és friss eredménye Lobo [2002] nevéhez fűződik, aki a főbb devizapárok 3%-nál nagyobb napi mozgásainak eseteit tételesen átvizsgálva kimutatta, hogy a tisztán politikai természetű hírek az esetek nagyobb arányában lehettek okok, mint a tisztán gazdasági, vagy akár a vegyes természetűek.

Felmerült az a gondolat is a dollár árfolyamának elemzése kapcsán, hogy a forward-rejtély csak azokban az időszakokban áll elő, amikor az amerikai kamatszint magas, ezért a dollárt a többi valutához képest diszkonttal jegyzik. Zhou és Kutan megjelenés alatt álló tanulmányukban ezzel szemben azt dokumentálják, hogy a forward-rejtély intenzitása függ a vizsgált időszaktól, de nem attól, hogy a dollár kamatok magasabbak vagy sem.

Végül meg kell említenem, hogy akadnak szerzők, akik komplex makro-modellek alkalmazásában látják a véletlen bolyongásnál szisztematikusan jobb predikciót szolgáltató módszert (pl. Gandolfo [2002, 241-244.o.], illetve, hogy a kísérleti közgazdaságtan első alkalmazásai is megjelentek már a devizaárfolyamok vizsgálatában (Noussair-Plott-Riezman [1997]).

A forward-rejtély ismert, és a racionális várakozásokat fenntartó feloldási kísérletei közül egy, a MacCallum nevéhez kötődő szimultán hiba koncepció hiányzott a felsorolásból. Ennek oka, hogy azt a következő fejezetben a többenél jóval részletesebben fogom tárgyalni.

Ezen a ponton a 2. fejezet rövid mérlegét megvonva leszögezhetjük, hogy a megoldására mozgósított hatalmas kapacitások és a nem csekély kutatói fantázia, valamint a szellemes ötletek dacára a forward-rejtély immár 30 éve él és virulens. Reményeim szerint azonban az elkövetkező fejezetekben mind közelebb fogunk kerülni megértéséhez, és talán a feloldás irányába is sikerül egy jókora lépést tennünk.



### 3. A hozamparitáshoz kapcsolódó megközelítések

Ebben a fejezetben arra teszek kísérletet, hogy rendszerezem, illetve fő vonalakban ismertessem azokat a szakirodalmi hozzájárulásokat, melyek összefüggésbe hozhatók a következő fejezetben tárgyalásra kerülő saját, ún. hozamparitás koncepciómmal. Munkámat jelentősen nehezítette az a tény, hogy az említésre kerülő irodalmakat egyetlen kivétellel (Heim, [1996]) csupán azt követően volt módom megismerni, hogy saját megközelitésemet már kialakítottam. További problémát jelent, hogy az előző fejezettel ellentétben most sok esetben még a tudományos evolúció korai fázisában lévő, kevésbé meggyökeresedett, ezért világos vonalakban nem mindig lehatárolható kutatási irányzatokról igyekszem szót ejteni. Célom mégis, hogy kitapintsam azokat a kulcspontokat, melyeken keresztül munkám a hasonló kérdéseket vizsgáló, hasonló feltevésekkel vagy módszerekkel operáló, esetleg hasonló intenció által vezetett kutatási programokhoz kapcsolódik. E hasonlóságok számbavétele azért is különösen fontos, hogy világosabbá váljék: miben tér el tőlük, esetenként miben mond ellent saját megközelitésem a többiekének.

Elsőként – és a legnagyobb terjedelemben – a fedezetlen kamatparitást hosszú horizonton vizsgáló munkákat fogom ismertetni. Ebben az alponthan az 5. fejezet empirikus vizsgálatai alapjául szolgáló adatbázisból kiindulva saját számításokat is bemutatok, melyek több tekintetben erősítik, ugyanakkor némileg árnyalják is az irodalomban dokumentált eredményeket.

A második részben McCallum [1994] úttörő munkája nyomán az ezredforduló környékén kibontakozó új irányzat gondolatmenetét igyekszem interpretálni. Az irányzat a forward-rejtély feloldását az ex post árfolyamváltozástól a kamatkülönbözet irányába mutató, a jegybanki reakciófüggvény által megragadott visszacsatolás révén létrejövő második kapcsolat segítségével látja elképzelhetőnek.

A harmadik rész a hozamgörbe várakozási hipotézisének (EHTS: Expectations Hypothesis of the Term Structure) és a vele kapcsolatos empirikus eredményeknek a rövid ismertetése mellett néhány olyan új munkára hívja fel a figyelmet, melyek a hozamgörbében és annak változásaiban implikált információk hasonló elvű dekomponálását alkalmazzák, mint a dolgozat következő fejezetében jómagam is. Ebben a részben különös hangsúlyt kapnak a



forward-rejtély és az EHTS-sel kapcsolatos gyakorlati anomáliák racionalizálására tett kísérletek közti hasonlóságok.

A negyedik alpontban azok a tanulmányok kapnak helyet, melyek a legszorosabban kapcsolódnak a hozamparitás-megközelítéshez, mert vagy az EHTS és az UIP szimultán vizsgálatára vállalkoznak (mint, pl. Beakert és szerzőtársai [2002]), vagy a rövid távú árfolyampálya és a hosszú kötvények adott időszaki hozamai közötti kapcsolatot vizsgálják (utóbbira Alexius [2000] szolgáltat példát).

### **3.1. A fedezetlen kamatparitás hosszú horizontú vizsgálatai**

A hozamparitás alapú megközelítés szempontjából kulcsfontosságú a hosszú távú árfolyamvárakozások gyakorlati stabilitása. Kockázatsemleges és racionális befektetőket feltételezve ez a kérdés jól közelíthető a fedezetlen kamatparitás hosszú távú ex post érvényességének vizsgálatával. A kutatók figyelmét az utóbbi kérdésre a rövid, illetve hosszú távon érvényesülő összefüggések közötti kontraszt irányította rá.

Egymástól függetlenül megjelentetett munkáikban Meredith és Chinn [1998], valamint Alexius [2001] állították először a középpontba a fedezetlen paritás hosszú, 5-10 éves horizontú vizsgálatait.<sup>46</sup> Mivel azonban mindkét munkában Flood és Taylor [1996] írását hivatkozzák az első olyan forrásként, mely az addig megszokott pénzüiaci horizontok helyett hosszabb, 3 éves távon vizsgálta az UIP érvényesülését, ezért én is ezzel kezdem ismertetőmet.

A Frankel, Galli és Giovannini szerkesztésében napvilágot látott, a piacok mikrostruktúráját vizsgáló – akkor még igen ifjú – irányzat kutatási programját áttekintő kötetben jelent meg Flood és Taylor tanulmánya, mely a tradicionális árfolyamelméleti irányzatok konstruktív kritikájára vállalkozott.<sup>47</sup> Ennek utolsó fejezetében a szerzőpáros a PPP és – ami számunkra most fontosabb – az UIP rövid és hosszú távú érvényesülése közötti erőteljes eltéréseket szemlélteti a dollár 21 relációját, illetve az azokból képzett panelt vizsgálva az 1973 és 1992 közötti időszakra. A hosszabb távú összefüggések feltérképezéséhez 3 éves hátralévő

<sup>46</sup> Alexius írásának első változata már 1999-ben megjelent a svéd jegybank háttér tanulmányaként.

<sup>47</sup> Már a tanulmány címe is igen beszédes: „Mi a baj a makro-megközelítéssel?”



futamidejű államkötvények relatív hozamát és a dollár árfolyamváltozását vizsgálták az UIP hipotézisből kiindulva. A paneladatokból nyert 0,596-os béta-együttható (standard hiba: 0,195) sokkal kedvezőbb volt, mint a pénzpiaci vizsgálatokban megszokott tipikusan negatív értékek.<sup>48</sup> A szerzők három következtetést vonnak le a fentiek alapján (284.o.): ad1) rövidtávon az árfolyamváltozások döntően függetlenek a fundamentumoktól; ad2) kb. 5 év feletti horizontokat szemlélve a makro-fundamentumok által meg nem magyarázható árfolyamingadozások (az átlagolásoknak köszönhetően) lényegében kioltják egymást, így a hosszabb horizontú regresszióknál már el is hanyagolhatók; ad3) a legmeglepőbb következtetés, hogy a fundamentumok által meg nem magyarázható komponens és az azokkal összefüggő komponens nagy valószínűséggel korreláltak egymással (!).<sup>49</sup> Utóbbi állítást épp az átlagolt, és a nem átlagolt mintákban mérhető igencsak eltérő bétákra alpozzák.

Visszatérve Alexius, illetve Meredith és Chinn munkáihoz elmondható, hogy mindkét tanulmány a rövid és nagyon hosszú vizsgálati horizontok regressziós eltéréseire koncentrál. Alexius az IFS adatbázis negyedéves bontású adataiból kiindulva az 1957 és 1997 közötti időszakot vizsgálja, míg Meredith és Chinn a Bretton Woods-i Rendszer összeomlását követő lebegő árfolyamrezsimek időszakára (1973Q1:1998Q1) koncentrálnak. Az utóbbi felfogás inkább látszik összeilleszthetőnek az UIP hipotézis szellemével (mely szerint a spot árfolyam alkalmazkodik), bár kétségkívül adatvesztéssel is jár. Az adatok minősége egyébként is kulcskérdés az UIP hosszú horizontú vizsgálati kapcsán. Az IFS-ből származó „10 éves” kötvényhozamok kapcsán Alexius rámutat, hogy azok egyrészt nem precízen 10 éves lejáratok, hanem az ahhoz legközelebb eső másodpiacon forgó (pl. 8,5 vagy akár 11 éves) kötvények adatai, másrészt lejáratig számított (yield to maturity), és nem tartási periódusra eső (holding period) hozamok. A különbség a kettő között a futamidő közbeni kamatfizetésekből származik, melyek jelentősen torzíthatnak az eredményeken.<sup>50</sup> A „nyers”

<sup>48</sup> A 3 éves horizont választását feltevésem szerint az motiválhatta, hogy akkoriban már kialakulni látszott a konszenzus a PPP-eltérések 3-4 éves felezési idejét illetően. Flood és Taylor sajátos, átlagolós technika segítségével szintetikus 5, 10 és 20 éves horizontokat is képeznek, melyek során a béták és az  $R^2$ -ek drámai és tendenciózus emelkedését tapasztalják. Ezeknél a számításoknál azonban jogosan merülhet fel kritika a 3 éves kötvényhozamok alkalmazásával szemben.

<sup>49</sup> Meese [1990] az árfolyammodellek hiányosságainak lehetséges okai között (az adatgeneráló folyamat nem-lineáris volta és a várakozások helytelen modellezése mellett) a „kihagyott” (omitted) fundamentális változó elvi lehetőségét is felveti, de utal rá, hogy a nagy számú és igen változatos modellezési kísérlet ismeretében ez elég valószínűtlen. Flood és Taylor harmadik következtetése ugyanakkor kihagyott változó(k)ra, vagy ami ezzel egyenértékű: kihagyott kapcsolat(ok)ra utal. Személyes intencióm szerint a relatív kötvényárfolyam-nyereségek (a hozamparitás megközelítésben) épp ilyen szerepet játszhatnak.

<sup>50</sup> Mint Alexius rámutat, a lejáratok nem pontos ismerete véletlen mérési hiba, mely a regresszió bétáját lefelé (a nulla irányába) torzíttja, viszont a kamatfizetések felfelé – az UIP-re kedvező irányba – torzíthatják az eredményeket, ha a mérési hiba és a kamatok közötti korreláció pozitív.



adatokkal elvégzett számításokat követően a probléma áthidalására Alexius többféle megoldást is végigjár: ad1) a hozamgörbékkel rendelkezésre álló információk alapján megbecsüli a precíz lejáratú zérókupon-adatokat;<sup>51</sup> ad2) duratíot kalkulálva is végez összevetéseket; ad3) instrumentális változó segítségével igyekszik kezelni a mérési hibát. A dollárt 13 OECD ország valutájához viszonyítva elvégzett számítások az egyes módszerekkel némileg eltérő, de az UIP-re nézve a rövid horizontokon megszokottnál kedvezőbb eredményekre vezettek. Alexius végkövetkeztésében arra a lehetőségre hívja fel a figyelmet, hogy az UIP a hosszú lejáratú kamatlábakra inkább teljesülhet, mint a rövidre.<sup>52</sup>

Meredith és Chinn eredményei kétségtől keltőbbek. Ők előbb 10 éves benchmark államkötvényhozamokból kiindulva tesztelték az UIP-t a dollárt a többi G-7 ország valutájához viszonyítva, majd amely relációkban rendelkezésre állt (DEM, GBP, JPY), ott jóval precízebb zérókupon-adatok segítségével is számítottak regressziókat (utóbbit 5 éves horizonton is).<sup>53</sup> A különbségek szemléltetése érdekében a szerzők 3, 6 és 12 hónapos euro-piaci betétekből kiindulva pénzpiaci horizontokon is számoltak regressziókat, továbbá minden esetben megvizsgálták a rendelkezésre álló relációk összességéből képzett panelt is.

A feltűnést keltő eredmények a következők: ad1) 10 éves horizonton a béta értékek szignifikánsan pozitívak, és közelebb vannak a hipotézis szerinti 1 értékhez, mint nullához; ad2) a magyarázóerők ( $R^2$ ) minimum egy nagyságrenddel nagyobbak a rövid horizonton szokásosaknál; ad3) a zérókupon-adatokkal még kedvezőbb értékek adódnak, az 5 éves horizonton a fontra és márkára még  $\beta=1$  sem vethető el.

Bármilyen látványosak is az eredmények, akad néhány „szépséghibájuk” is. A magas magyarázóerők viszonylag kis (a 10 éves horizonton, pl. 59 elemű) mintából adódnak, és korrekt módon közölt Durbin-Watson statisztikák is nagyon alacsonyak, ami erős pozitív autokorrelációt jelez a hibatagok esetében.<sup>54</sup> Ez persze nem meglepő, hiszen a rendelkezésre

<sup>51</sup> Bár az 5. fejezetben magam is zérókupon adatokból kiindulva végzek számításokat, Alexius kísérletét inkább heroikusnak, mintsem megnyugtatónak érzem. A becsléshez ugyanis a 3 hónapos lejárat mellett csak a – mérési hibával egyébként is terhelt – 10 éves lejáratok álltak rendelkezésre. Ezért Alexiusnak még azzal a feltevessel is élnie kellett, hogy a hozamgörbe hosszú vége vízszintes. A FED, a Bundesbank és a Bank of England ugyanakkor több mint egy tucat, precízen ismert lejárat alapján készíti el a saját számításaimhoz felhasznált becsléseit, melyek nyilvánosan elérhetőek az intézmények internetes honlapjain.

<sup>52</sup> Ennek további implikációira Alexius más munkái kapcsán a 3.4-es alfejezetben – kritikus szemmel is – visszatérek.

<sup>53</sup> Az 5 éves horizonton a DEM, GBP és CAD relációk álltak rendelkezésükre.

<sup>54</sup> Az UIP szigorú formáját alapul véve ez önmagában is elegendő lenne a hipotézis elvetéséhez!



álló mintaidőszak a 10 éves vizsgálati horizonthoz képest igen rövid, és a negyedéves megfigyelések alkalmazásával az egyes megfigyelések átfedése is nagyon intenzív.<sup>55</sup>

Mindezek ellenére elmondható, hogy igen fontos és meglepő eredményekkel szembesültünk. Hiszen bármennyire is „csúfítja” a hibatagok autokorrelációja a vizsgálatok statisztikai minőségét, azért a befektetők számára mégiscsak lényegi következtetés, hogy a főbb devizák tekintetében az elmúlt majd 30 évben a 10 éves horizontok átlagában szemlélve az ex post alapú vizsgálatok szerint nem mutatható ki jelentős hozamtöbblet várható értékben.

Meredith és Chinn egy későbbi munkájukban (Chinn-Meredith [2000]) a német márkát bázisvalutának választva is megismétlik vizsgálataikat. Az eredmények itt kevésbé egyöntetűek, mint a dollár esetében. Bár az 5 éves horizonton a yen és a font esetében zérókupon-adatokkal számolva az UIP-t alátámasztó eredmények adódnak, a 10 éves horizonton a yen bétája szignifikánsan negatív, míg a fontra az  $R^2$  gyakorlatilag egyenlő nullával. A 10 éves benchmark hozamokra pedig teljesen vegyes a kép.<sup>56</sup> A szerzők a dollár-bázistól eltérő eredményeket azzal hozzák összefüggésbe, hogy a német (és főleg a japán) kötvénypiacok liberalizálása csak később történt meg. Chinn-Meredith [2000, 25.o.]

Mivel az ötödik fejezet empirikus vizsgálatainak alapuló szolgáló adatbázis erre megfelel, sőt a hivatkozott szerzők intenciói szerint kifejezetten alkalmas (Meredith-Chinn [1998] 8.o.), ezért saját számításaim segítségével illusztrálom a fedezetlen hozamkülönbözet és az árfolyamváltozás közti összefüggések változásait az időhorizont növelésével párhuzamosan. Az UIP-t jelen esetben államkötvényekre meghatározott zérókupon-hozamokból kiindulva vizsgáljuk három, nemzetközileg kiemelkedően fontos relációban (DEM/USD, USD/GBP, DEM/GBP).<sup>57</sup> Valamennyi relációban 6 különböző horizontot szemlélünk.

Nézzük elsőként a legnagyobb forgalmú, DEM-USD reláció regressziós eredményeit!<sup>58</sup>

<sup>55</sup> Utóbbi pedig szükségszerűen autokorrelációt eredményez a hibatagok mozgó átlag jellege miatt.

<sup>56</sup> A béták (zárójelben a standard hibákkal): CAD: 1,185 (0,195); FFR: 0,446 (0,200); ITL: 0,112 (0,113); JPY: -1,023 (0,093); GBP: -1,037 (0,275).

<sup>57</sup> Az adatok pontos leírása az 5. fejezet elején található meg.

<sup>58</sup> Az euró bevezetését követő időszakot itt is figyelembe vettem a számítások során. A márka árfolyamok ekkor a végérvényesen rögzített DEM/EUR árfolyam (1,95583) segítségével kerültek meghatározásra. A kérdésről bővebben írok az 5. fejezetben.



3.1. Tábla: A fedezetlen kamatparitás regressziói DEM/USD relációban 1-10 éves horizontokon (1972M9:2003M9)

Magyarázó	Mutató	$\Delta \ln s$ 1év	$\Delta \ln s$ 2év	$\Delta \ln s$ 3év	$\Delta \ln s$ 5év	$\Delta \ln s$ 7év	$\Delta \ln s$ 10év
UIP	$\alpha$	-0,024 (0,015)	-0,020 (0,023)	-0,037 (0,023)	-0,042 (0,038)	-0,012 (0,044)	-0,024 (0,033)
	$\beta$	-0,703 (0,541)	-0,228 (0,512)	-0,282 (0,467)	0,133 (0,373)	0,739** (0,274)	0,838** (0,129)
	$R^2$	0,018	0,003	0,006	0,002	0,142	0,429
	F	6,735	0,771	2,101	0,711	47,550	188,378
	p-érték	0,010	0,380	0,148	0,400	0,000	0,000
	D-W	0,142	0,057	0,041	0,027	0,038	0,068
	N	361	304	337	313	289	253
	tr. lag	5	5	5	5	5	4
Wald-teszt	F	5,334	3,041	5,566	2,939	0,484	0,804
$\alpha=0, \beta=1$	p-érték	0,005	0,049	0,004	0,054	0,617	0,449

A címben jelölt időszak a vizsgált periódusok *első kezdő*, és *utolsó záró dátumát* jelzi. A 2 éves horizonton csak 1976M6-tól álltak rendelkezésre USA hozam adatok. Havi záró adatokból kiindulva számoltam, ezért Newey-West korrekciót alkalmaztam az átfedő megfigyelések kompenzálására. A Wald-tesztek az együttes hipotézisre vonatkoznak, az egyes együtthatóknál külön-külön a zárójelben szereplő standard hibák a mérvadók. Az \* jelöli hogy 5 százalékos, \*\* hogy az 1 százalékos szignifikanciaszinten eltér nullától az együttható.

A regressziók meghatározásának alapjául a fedezetlen paritás jól ismert összefüggésének folytonos hozamokból kiinduló (közelítő) formulája szolgált:<sup>59</sup>

$$(3.1) \quad \ln s_n - \ln s_0 = \alpha + \beta \cdot [n \cdot (i_{(0,n)} - i_{(0,n)}^*)] + \varepsilon_n$$

A képletben itt  $n$  az évek számát jelöli,  $i_{(0,n)}$  a ma érvényes  $n$  esztendő hozam évesített értéke, a felső indexben szereplő csillag (\*) pedig a külföldre utal. Külföldként mindig a jegyzett pénz (jelen esetben a dollár) országa értendő.

Az eredmények némileg eltérnek Meredith és Chinn (igaz csak 5 és 10 éves horizontra és némileg rövidebb, 1997-ig tartó időszakra) közölt eredményeitől. A náluk „legjobban

<sup>59</sup> A némileg körülményesebb pontos képlet (kamatos kamat) alkalmazása saját próbaszámításaim szerint érdemben nem befolyásolja a kapott eredményeket.

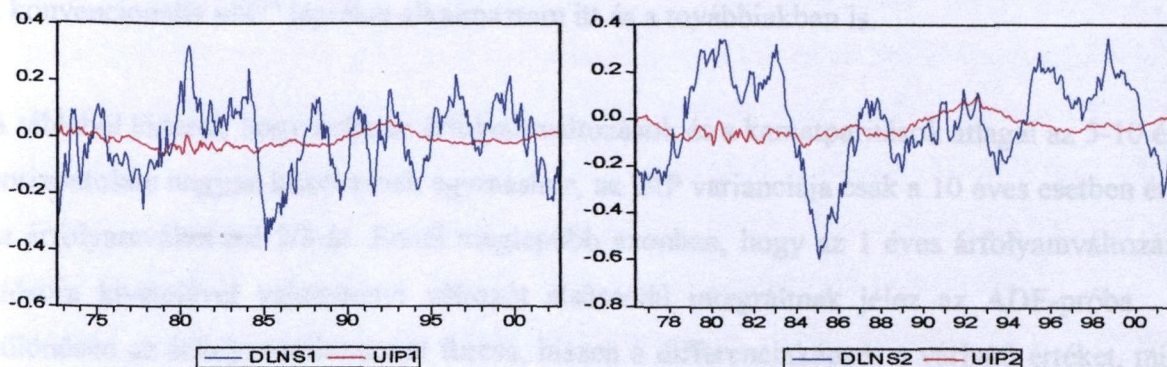


teljesítő” 5 éves horizontra itt elég bizonytalan regresszió adódik, ahol ugyan az  $\alpha=0$ ,  $\beta=1$  együttes hipotézis sem vethető el, de a regresszió teljes irrelevanciája sem (vagyis hogy mindkét paraméter nulla). Ezzel szemben a 7 és 10 éves horizontokon nagyon meggyőző, a hipotézist (legalábbis a paraméterek tekintetében) erősen alátámasztó eredmények adódnak. Az egyetlen komoly probléma a hibatagok erős (pozitív) autokorrelációja, amit a Durbin-Watson mutató is jelez. Ugyanakkor a becslt paraméterek és az igen tisztas (a 10 éves horizonton kifejezetten magasnak mondható)  $R^2$  arra utalnak, hogy ebben a relációban kellően hosszú időtávot alapul véve a fedezetlen hozamok várható értékben igenis megegyeznek.

A táblázat másik fontos tanulsága, hogy *a horizont növelésével párhuzamosan az UIP-re nézve mind kedvezőbb eredmények adódnak*. Hasonló következtetés a korábban hivatkozott szerzők munkáiban már a kevesebb vizsgált horizont miatt sem adódhatott, sőt Meredith és Chinn éppen azt sugallták, hogy az 5 éves horizont szolgáltatt kedvezőbb eredményeket a 10 évesnél. Viszont eredményeim teljes összhangban állnak Flood és Taylor következtetésével, miszerint valahol az 5 éves horizont felett a sokkhatások egymást (lényegében) kioltják, vagyis a regressziókban nem játszanak érdemi szerepet.<sup>60</sup>

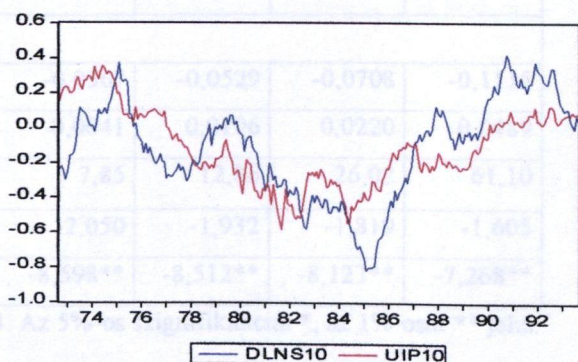
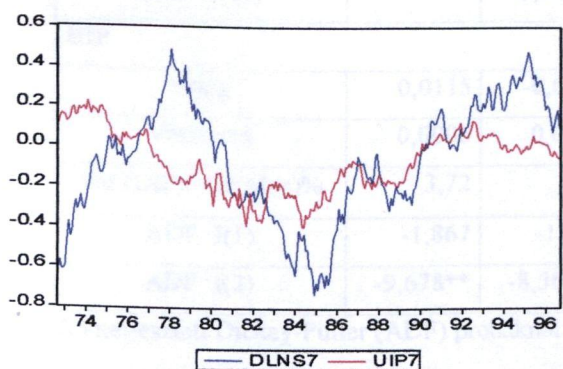
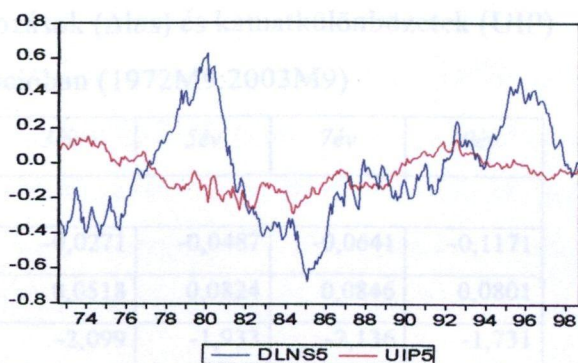
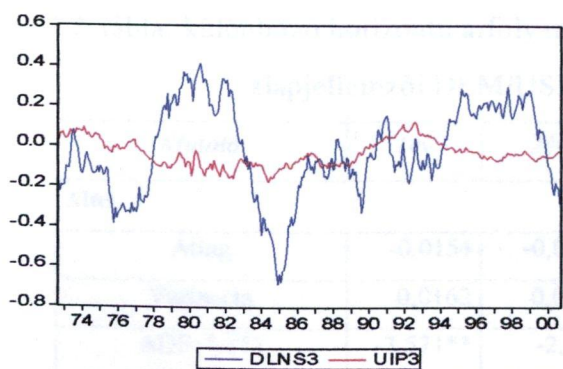
Meglepő, és a publikált regressziós eredmények ismeretében kissé különös is ugyanakkor, hogy sem Meredith és Chinn, sem pedig Alexius nem közölt egyetlen ábrát, melyben a kamatparitás és az árfolyamváltozás együtt szerepeltek volna. Én azonban nem kívánom ezt elmulasztani, ugyanis erős vizuális impressziót nyújt, ha a különböző horizontokat egymás mellett is megvizsgáljuk:

3.1. ábra: UIP és árfolyamváltozás DEM/USD relációban különböző horizontokon



<sup>60</sup> Ugyanakkor az általuk kiemelten vizsgált 3 éves horizontra a mi esetünkben jóval kedvezőtlenebb a bilaterális béta-együttható, mint az ő panelbecslésük.





Az ábrákban látható időpont-megjelölések minden esetben a vizsgált periódus kezdetét jelzik.

Az ábrákból kitetszik, hogy az együttmozgás még a 7 és 10 éves horizontokon is erőteljesen változó. A dollár Bretton Woods-i rendszerbeli túlértékeltsége, vagy a 80-as évek közepének (túl)erős dollárja éppúgy nyomot hagy az ábrákban, mint az EMS kereteit majdnem szétfeszítő márka a 90-es évek elején. Az ábrákat szemlélve azonban egy komoly konzekvenciákkal járó benyomásunk is támadhat, ugyanis korántsem egyértelmű, hogy az idősorok stacionerek, avagy inkább elsőrendű integráltak.<sup>61</sup> E fontos kérdés megválaszolására az Eviews-program segítségével elvégeztem a kiterjesztett Dickey-Fuller próbákat, melyeket az egyes idősorok alapjellemzőivel együtt a 3.2 táblában mutatok be. A késleltetés mértékénél a konvencionális  $\approx N^{1/4}$  léptéket alkalmaztam itt és a továbbiakban is.

A táblából kiderül, hogy noha az árfolyamváltozások és a kamatparitások átlagai az 5-10 éves horizontokon nagyon közel esnek egymáshoz, az UIP varianciája csak a 10 éves esetben éri el az árfolyamváltozásé 2/3-át. Ennél meglepőbb azonban, hogy az 1 éves árfolyamváltozások idősora kivételével valamennyi változót elsőrendű integráltnak jelez az ADF-próba. Ez különösen az árfolyamváltozásnál furcsa, hiszen a differenciaképzés a várható értéket, míg a logaritmusos transzformáció a varianciát stabilizálja.

<sup>61</sup> Meredith és Chinn nem is említik ezt az aspektust, míg Alexius egyetlen mondatban utal rá, hogy valamennyi idősorát stacionernek lehet tekinteni. Egységgyök tesztet azonban ő sem közöl.



3.2. tábla: különböző horizontú árfolyamváltozások ( $\Delta\ln s$ ) és kamatkülönbségek (UIP) alapjellemzői DEM/USD relációban (1972M9:2003M9)

Mutató	1év	2év	3év	5év	7év	10év
<b><math>\Delta\ln s</math></b>						
Átlag	-0,0154	-0,0130	-0,0271	-0,0487	-0,0641	-0,1171
Variancia	0,0162	0,0385	0,0518	0,0824	0,0846	0,0801
ADF: I~(1)	-3,571**	-2,442	-2,099	-1,933	-2,136	-1,731
ADF: I~(2)		-6,555**	-7,215**	-7,118**	-6,845**	-5,870**
<b>UIP</b>						
Átlag	-0,0115	-0,0320	-0,0367	-0,0529	-0,0708	-0,1115
Variancia	0,0006	0,0019	0,0041	0,0106	0,0220	0,0489
Var (UIP)/Var( $\Delta\ln s$ )%	3,72	4,90	7,85	12,86	26,02	61,10
ADF: I(1)	-1,867	-1,801	-2,050	-1,932	-1,819	-1,605
ADF: I(2)	-9,678**	-8,360**	-8,598**	-8,512**	-8,123**	-7,268**

A kiterjesztett Dickey-Fuller (ADF) próbáknál: lag=4. Az 5%-os szignifikanciát \*, az 1%-osat \*\* jelzi.

A Dickey-Fuller próbák eredményeit azonban óvatosan kell szemlélnünk. A kritikus értékek ugyanis a miénkhez hasonló átfedő megfigyelések esetén dokumentáltan nem használhatók jól, mert az egységgyök-teszt eloszlása megváltozik. (Darvas [1998]). Eredményeink, mely szerint az árfolyam I(2) folyamatot követne a nagyon alacsony frekvenciákon, ellentmondanak a szakirodalmi konszenzusnak is. Mindazonáltal a kérdés végső eldöntésére csak akkor nyílik majd mód, ha elegendően hosszú, nem átfedő mintaidőszakok állnak rendelkezésünkre.<sup>62</sup>

Más a helyzet viszont a kamatkülönbségek esetében. Ezeknél már az ADF-tesztek is eleve alacsonyabb értékeket jeleztek. A dolgozatban is használt adatokat 2003 végéig bővítve Darvas-Schepp-Rappai [2004] egyik eredménye, hogy a vizsgálati horizont növelésével a spot árfolyam és az adott horizontra vetített kamatkülönbség összegeként (tehát a CIP szerint) származtatott forward árfolyamok egyre inkább stacionernek tűnnek. Mivel a spot árfolyam véletlen bolyongát követ, ez implicite azt is jelenti, hogy a teljes időszakra vetített hosszú kamatkülönbség a horizont növelésével egyre inkább integráltnak mutatkozik.

Az itt leírt árnyaló megjegyzések a későbbiekben tárgyalt további két relációra is érvényesek.

<sup>62</sup> A 10 éves horizont esetében, pl. több évszázad adataira lenne ehhez szükség. Természetesen már az is jelentősen javíthatna a helyzeten, ha az átfedés nem lenne ennyire intenzív. Mostani adatbázisunk 10 éves horizonton mindössze 3 egymástól teljesen független megfigyelést tartalmaz.



A kép teljesebbé tétele érdekében a Granger-féle oksági tesztek is bemutatom. Ezek elvégzésének természetesen csak  $\alpha=0$ ,  $\beta=1$  feltételezése mellett van létjogosultsága. A tábla a fordított irányú tesztek eredményeit is tartalmazza, bár ezeknek nehéz ésszerű közgazdasági tartalmat találni. Viszont az eredmények csak akkor igazán meggyőzőek, ha csak az egyik irányba mutatnak szignifikáns növekedést az autoregresszív előrejelzéshez képest. Nullhipotézisünk minden esetben az adott irányú Granger-okság hiánya.

3.3. tábla: Granger oksági tesztjének eredményei különböző horizontokon DEM/USD relációban

Lag=4	Mutató	$\Delta lns$ 1év	$\Delta lns$ 2év	$\Delta lns$ 3év	$\Delta lns$ 5év	$\Delta lns$ 7év	$\Delta lns$ 10év
UIP $\Rightarrow\Delta lns$	F	1,111	1,474	3,596	1,905	4,661	5,111
	p-érték	0,351	0,210	0,007	0,109	0,001	0,001
$\Delta lns\Rightarrow$ UIP	F	1,526	0,835	1,412	2,629	0,442	1,698
	p-érték	0,194	0,504	0,229	0,035	0,778	0,151

Mint a táblázatból kitűnik, az eddig is „legjobban teljesítő” 7, ill. 10 éves horizontokon az időszak elején ismert fedezetlen hozamkülönbség komoly segítséget jelent az árfolyamváltozás előrejelzésében. A korábban közölt vizsgálatok tükrében kissé meglepő, hogy ugyanez adódik a 3 éves horizontra is, miközben – nem kevésbé meglepő módon – az 5 éves horizonton inkább fordított irányú kapcsolatra utaló, vagyis negatív eredményeket kapunk.<sup>63</sup> A legrövidebb (1 és 2 éves) horizontok negatív eredményei ugyanakkor teljes összhangban állnak a korábban tapasztaltakkal.

Kérdés persze, hogy az UIP előrejelző képességének a horizont növelésével párhuzamos javulása, és a leghosszabb horizontok kifejezetten kedvező eredményei csakis a DEM/USD relációban érvényesek-e, vagy más relációkban is hasonló tapasztalhatunk? Bár az előbbi önmagában sem lenne érdektelen eredmény, nyilván sokkal intenzívebb továbbgondolásra ösztönözhetne, ha a másik két relációban is hasonló érvényesül. Nézzük tehát az USD/GBP és a DEM/GBP reláció eredményeit, melyeket az egyes vizsgálatokra párhuzamosan mutatok be. Mivel a brit zérókupon-hozamok 1979 elejétől állnak rendelkezésre, ezért az idősorok most valamivel rövidebbek, szűk 25 esztendőt ölelnek fel.

<sup>63</sup> Mint már jeleztem, ehhez nem tudok érdemi tartalmat „kreálni”, hiszen az ex post árfolyamváltozás aligha nyújthat bármi segítséget az ex ante hozamkülönbséget előrejelzéséhez.



3.4. tábla: A fedezetlen kamatparitás regresszió USD/GBP relációban 1-10 éves horizontokon  
(1979M1:2003M9)

Magyarázó	Mutató	$\Delta$ 1ns 1év	$\Delta$ 1ns 2év	$\Delta$ 1ns 3év	$\Delta$ 1ns 5év	$\Delta$ 1ns 7év	$\Delta$ 1ns 10év
UIP	$\alpha$	-0,035* (0,017)	-0,055* (0,028)	-0,054 (0,037)	-0,022 (0,040)	0,034 (0,038)	0,004 (0,027)
	$\beta$	-1,463 (0,858)	-0,864 (0,672)	-0,117 (0,546)	0,544 (0,430)	0,822** (0,274)	0,520** (0,173)
	$R^2$	0,066	0,036	0,001	0,029	0,175	0,195
	F	20,038	10,074	0,217	6,972	44,788	42,264
	p-érték	0,000	0,002	0,642	0,009	0,000	0,000
	D-W	0,180	0,097	0,056	0,050	0,114	0,129
	N	285	273	261	237	213	177
	tr. lag	5	5	4	4	4	4
Wald-teszt	F	4,286	3,889	2,105	0,570	3,042	6,457
$\alpha=0, \beta=1$	p-érték	0,015	0,022	0,124	0,566	0,050	0,002

3.5. tábla: A fedezetlen kamatparitás regresszió DEM/GBP relációban 1-10 éves horizontokon  
(1979M1:2003M9)

Magyarázó	Mutató	$\Delta$ 1ns 1év	$\Delta$ 1ns 2év	$\Delta$ 1ns 3év	$\Delta$ 1ns 5év	$\Delta$ 1ns 7év	$\Delta$ 1ns 10év
UIP	$\alpha$	-0,030 (0,019)	-0,052 (0,029)	-0,022 (0,040)	0,121 (0,063)	0,277** (0,052)	0,206** (0,059)
	$\beta$	-0,609 (0,650)	-0,437 (0,453)	0,270 (0,331)	1,439** (0,367)	1,989** (0,233)	1,299** (0,169)
	$R^2$	0,016	0,009	0,007	0,214	0,587	0,412
	F	4,631	3,414	1,728	64,007	300,205	122,474
	p-érték	0,032	0,066	0,190	0,000	0,000	0,000
	D-W	0,135	0,067	0,056	0,075	0,240	0,166
	N	285	273	261	237	213	177
	tr. lag	5	5	4	4	4	4
Wald-teszt	F	3,157	5,554	6,772	2,857	15,347	9,439
$\alpha=0, \beta=1$	p-érték	0,044	0,004	0,001	0,059	0,000	0,000



A regressziók nagy vonalakban egybevágnak a DEM/USD relációban tapasztaltakkal: a horizont növelésével párhuzamosan közelítenek az eredmények az UIP hipotézis szerintihez.<sup>64</sup> A DEM/GBP relációban a béták a leghosszabb horizontokon még „túl is lőnek” az egységnyi értéken. A magyarázóerő a hosszú horizontokon mindkét relációban tisztes, a 7 és 10 éves horizonton a DEM/GBP relációban kifejezetten magasnak mondható. Bár a Wald-tesztek csak az 5 éves horizonton nem vetik el egyértelműen a paraméterekre vonatkozó együttes hipotézist,<sup>65</sup> a 10 és főleg a 7 éves horizontok eredményei összességében mégis kedvezőbbnek tűnnek. USD/GBP relációban az UIP-7 esetében a teszt értéke éppen a határon van, de külön-külön sem alfa, sem béta értéke nem különbözik szignifikánsan nullától. A másik, DEM/GBP relációban pedig a leghosszabb horizontok esetében a fentem szignifikáns, és jelentős (konstans) kockázati prémium mérhető. Viszont UIP-10 esetére béta önmagában nem különbözik szignifikánsan 1-től. A korábban már jelzettekkel összhangban a Durbin-Watson mutatók nagyon erős pozitív autokorrelációt jeleznek. A hosszabb horizontok mellett szól azonban, hogy bár az átfedések itt a legintenzívebbek, a (relatív) legkedvezőbb DW-értékek mégis itt adódnak.

A DEM/USD relációban tapasztaltak alapján célszerű most is felmérni az idősorok jellemzőit.

3.6. tábla: különböző horizontú árfolyamváltozások ( $\Delta$ lns) és kamatkülönbségek (UIP) alapjellemezői USD/GBP relációban (1979M1:2003M9)

Mutató	1év	2év	3év	5év	7év	10év
<b><math>\Delta</math>lns</b>						
Átlag	-0,0119	-0,0326	-0,0494	-0,0564	-0,0376	-0,0558
Variancia	0,0126	0,0240	0,0370	0,0502	0,0321	0,0236
ADF: I(1)	-4,252**	-2,572	-2,070	-2,106	-2,289	-2,219
ADF: I(2)		-7,376**	-6,882**	-7,138**	-6,236**	-5,726**
<b>UIP</b>						
Átlag	-0,0160	-0,0255	-0,0364	-0,0624	-0,0874	-0,11494
Variancia	0,0004	0,0012	0,0023	0,0049	0,0083	0,016952
Var (UIP)/Var( $\Delta$ lns)%	3,09	4,80	6,12	9,75	25,91	71,87
ADF: I(1)	-2,394	-2,267	-2,319	-2,461	-2,315	-2,273
ADF: I(2)	-8,368**	-8,115**	-8,011**	-7,597**	-7,047**	-6,927**

<sup>64</sup> A leghosszabb, 10 éves horizontra nézve némi „törés” tapasztalható, hiszen béta mindkét relációba kisebb, mint a 7 éves horizonton.

<sup>65</sup> Bár USD/GBP relációban a 3 éves UIP-re sem vethető el az  $\alpha=0, \beta=1$ , de ugyanígy az  $\alpha=0, \beta=0$  sem, ezért nem foglalkozom vele.



3.7. tábla: különböző horizontú árfolyamváltozások ( $\Delta\text{Ins}$ ) és kamatkülönbségek (UIP) alapjellemzői DEM/GBP relációban (1979M1:2003M9)

Mutató	1év	2év	3év	5év	7év	10év
<b><math>\Delta\text{Ins}</math></b>						
Átlag	-0,0127	-0,0268	-0,0447	-0,0780	-0,1186	-0,1964
Variancia	0,0096	0,0180	0,0228	0,0450	0,0586	0,0593
ADF: I(1)	-3,864**	-3,124*	-1,835	-1,593	-0,938	-0,735
ADF: I(2)			-7,215**	-7,118**	-6,845**	-5,870**
<b>UIP</b>						
Átlag	-0,0288	-0,0567	-0,0838	-0,1385	-0,1989	-0,3099
Variancia	0,0004	0,0012	0,0021	0,0047	0,0087	0,0145
Var (UIP)/Var( $\Delta\text{Ins}$ )%	4,34	6,51	9,12	10,33	14,85	24,38
ADF: I(1)	-1,903	-1,898	-1,943	-2,007	-1,659	-1,327
ADF: I(2)	-9,678**	-8,360**	-8,598**	-8,512**	-8,173**	-9,067**

A hozamkülönbség és az árfolyamváltozás varianciájának hányadosa a 10 éves horizonton az USD/GBP párra némileg meghaladja a DEM/USD relációban mértet, viszont a DEM/GBP párra jelentősen elmarad attól. Az idősorok – akárcsak DEM/USD viszonylatban – döntő többségükben elsőrendű integráltak. Kivételt ez alól csak az 1 éves árfolyamváltozások, ill. DEM/GBP relációban a 2 éves árfolyamváltozás képez (utóbbi 5%-os szinten stacioner).

Tekintsük most az „oksági” tesztek eredményeit!

3.8 tábla: Granger oksági tesztjének eredményei különböző horizontokon USD/GBP relációban

Lag=4	Mutató	$\Delta\text{Ins}$ 1év	$\Delta\text{Ins}$ 2év	$\Delta\text{Ins}$ 3év	$\Delta\text{Ins}$ 5év	$\Delta\text{Ins}$ 7év	$\Delta\text{Ins}$ 10év
UIP⇒ $\Delta\text{Ins}$	F	0,729	1,688	1,951	2,842	3,042	2,365
	p-érték	0,573	0,153	0,103	0,025	0,018	0,055
$\Delta\text{Ins}$ ⇒ UIP	F	3,950	4,822	3,163	2,883	0,212	0,805
	p-érték	0,004	0,001	0,015	0,023	0,932	0,524

USD/GBP relációban a Granger-tesztek a rövidebb horizontokon erősen az UIP ellen szólnak, viszont a 10 és különösen 7 éves esetben alátámasztják azt. Az 5 éves horizont



ellentmondásos eredménye (kölcsonös „okság”) nem annyira meglepő, ha visszaidézzük, hogy ezen a horizonton a regressziós együtthatók nem voltak szignifikánsak (lásd 3.5. tábla!). Az USD/GBP devizapár vizsgálatait röviden összefoglalva elmondhatjuk, hogy a 7 éves (és kisebb mértékben a 10 éves) horizont minden tekintetben kedvező eredményeket szolgáltatott az UIP-re nézve. Úgy tűnik, hogy ebben a relációban ez az időtáv az, amelyen a befektetők átlagosan ugyanakkora hozamot realizálhattak bármely pénzben denominált állampapírokat birtokolva.

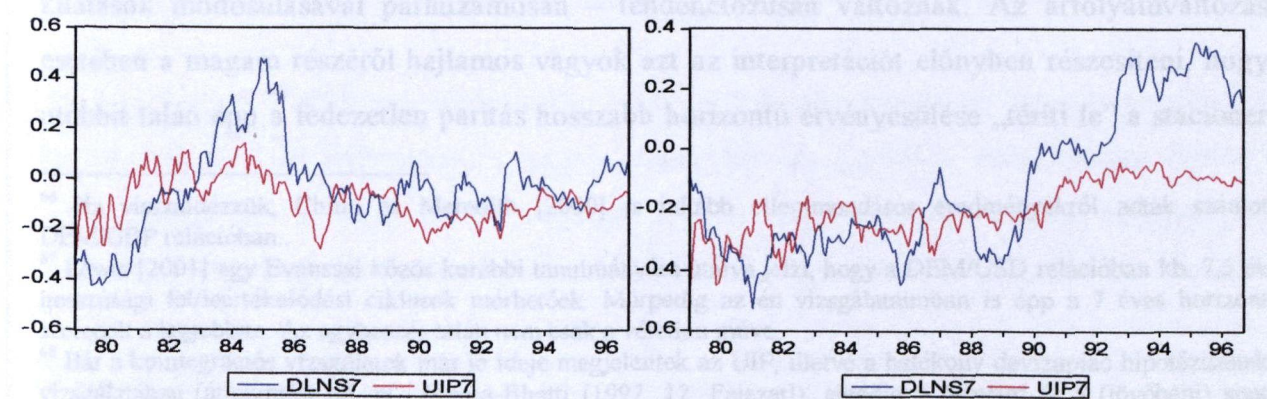
DEM/GBP relációban is csak kissé módosul az összkép, a Granger-tesztek itt is 7, valamint (a „normál” regressziókban szintén viszonylag jól szereplő) 5 éves horizontot tolják előtérbe:

3.9. tábla: Granger oksági tesztjének eredményei különböző horizontokon DEM/GBP relációban

Lag=4	Mutató	$\Delta \ln s$ 1év	$\Delta \ln s$ 2év	$\Delta \ln s$ 3év	$\Delta \ln s$ 5év	$\Delta \ln s$ 7év	$\Delta \ln s$ 10év
UIP $\Rightarrow \Delta \ln s$	F	0,624	0,353	1,188	3,952	4,878	1,695
	p-érték	0,646	0,842	0,317	0,004	0,001	0,154
$\Delta \ln s \Rightarrow$ UIP	F	1,245	3,684	2,453	1,073	2,463	1,871
	p-érték	0,292	0,006	0,046	0,371	0,047	0,118

Konklúziónk a DEM/GBP devizapárra inkább a DEM/USD relációéra emlékeztet, ahol szintén csakis a 7 éves horizonton adódtak igazán kielégítő eredmények. Persze ez a horizont a harmadik (USD/GBP) relációban is kedvező eredményeket adott. Az utolsó két relációra ezért csak a 7 éves horizontok ábráit szerepeltettem a vizuális érzékeltetés végett:

3.2. ábra: UIP és árfolyamváltozás USD/GBP és DEM/GBP relációban 7 éves horizonton





A két ábrát összevetve elég feltűnő, hogy miközben az USD/GBP relációban (baloldal!) a kapcsolat a teljes vizsgált időszakban kb. hasonló intenzitású, addig a DEM/GBP viszonylatban (jobboldal) az utolsó néhány évben a két görbe a korábbiaknál jóval jelentősebb mértékben eltávolodott egymástól. Ez utóbbi – egy némileg spekulatív interpretáció szerint – utalhat a fontbefektetéseken elvárt kockázati prémium növekedésére is a font (márkához, illetve az euróhoz képest) csökkenő világ gazdasági szerepével párhuzamosan. Beakert és társai [2002] is elsősorban ugyanennek a relációnak az eredményeire utalva vonták le következtetésüket, miszerint az UIP érvényesülése nem annyira a vizsgálati horizonttól, mint az érintett relációtól függ.<sup>66</sup>

A most bemutatott eredmények viszont összességükben ennek épp az ellenkezőjét sugallják:

- A fedezetlen kamatparitásra nézve a horizont növelésével párhuzamosan mind inkább kedvező eredmények adódnak valamennyi relációban.
- Mindhárom vizsgált relációban akad legalább egy horizont, melyre az  $\alpha=0$ ,  $\beta=1$  együttes feltevés nem vethető el,  $\beta=1$  önmagában viszont több esetben is fennállni látszik.
- Mindhárom vizsgált relációban akad legalább minimum két horizont, melyre a Granger-tesztek is a megfelelő irányú „oksági-kapcsolat” létére utalnak.<sup>67</sup>

A prezentált vizsgálatok – igaz csak óvatosan értékelhető – újdonsága közé tartozik az is, hogy a fedezetlen hozamkülönbség idősorai minden esetben, az árfolyamváltozásoké ( $\Delta \ln s$ ) pedig tipikusan a 2 éves horizonttól felfelé elsőrendű integrálnak tűnnek.<sup>68</sup> Az előbbit intuitíve úgy is interpretálhatjuk, hogy az egyes országok (azonos kockázatú!) állampapírjaitól elvárt relatív hozamokat a gazdaságok (valutaövezetek) közép- és hosszú távú kilátásaival kapcsolatos befektetői anticipációk vezérlik, melyek az időben – a gazdasági feltételek és kilátások módosulásával párhuzamosan – tendenciózusan változnak. Az árfolyamváltozás esetében a magam részéről hajlamos vagyok azt az interpretációt előnyben részesíteni, hogy utóbbit talán épp a fedezetlen paritás hosszabb horizontú érvényesülése „téríti le” a stationer

<sup>66</sup> Ha visszaidézzük, Chinn és Meredith [2000] is inkább ellentmondásos eredményekről adtak számot DEM/GBP relációban.

<sup>67</sup> Lewis [2001] egy Evanssal közös korábbi tanulmányára utalva jelzi, hogy a DEM/USD relációban kb. 7,5 év hosszúsági fel/leértékelődési ciklusok mérhetőek. Márpedig az én vizsgálataimban is épp a 7 éves horizont szerepelt a legjobban. Az egybeesés talán nem csak a véletlen műve.

<sup>68</sup> Bár a kointegrációs vizsgálatok már jó ideje megjelentek az UIP, illetve a hatékony devizapiac hipotézisének vizsgálatában (áttekintést ad, pl.: Moosa-Bhatti [1997. 12. Fejezet]), eleddig a forward és a (jövőbeni) spot



pályáról. Amikor ugyanis a kötvények futamideje lejár, és a tőketartozást is kifizetik, az mindenképpen hatással lesz a devizapiacra: vagy a deviza keresletének növekedése (tőke kivonás), vagy elmaradó kínálat (reinvestíció ugyanabban a pénznemben) formájában. Bár elvben a pénzpiaci horizontokon is hasonló lenne érvényes, ott működhetnek olyan mechanizmusok, melyek ezen allokációs döntések hatásait „felülírják”. Egy lehetséges magyarázattal magam is szolgálok a negyedik fejezetben.

Mielőtt a fedezetlen kamatparitás hosszú távú érvényesülésével kapcsolatos vizsgálatokat lezárnánk, még három feladatkör maradt hátra: a racionális várakozások feltevésével mellőző, illetve a lehetséges implikációkkal kapcsolatos irodalom áttekintése, valamint az UIP érvényesülésének egy alternatív, az ex post prémium hozam tulajdonságaihoz kapcsolódó, egyszerű eszközöket igénylő vizsgálata.

A fedezetlen paritás eddig prezentált hosszú horizontú vizsgálataiban valamennyi esetben a racionális – az UIP hipotézissel konzisztens – várakozások feltevését kihasználva került összevetésre az ex post árfolyamváltozás és az ex ante ismert hozamkülönbség. A várakozások endogenizálásának egy másik, a rövid horizontok esetében már megszokott módját képezik a piaci szereplők megkérdezésén alapuló vizsgálatok. A nagy nemzetközi hírű gnyökségek által gyűjtött kinyilvánított árfolyam-várakozások azonban tipikusan csak a pénzpiaci horizontokon állnak rendelkezésre. Így legfeljebb arra nyílhat mód, hogy az éven belüli különböző horizontok esetében kerüljön összevetésre a piaci várakozások predikciós ereje. Az első próba Berk és Knot [2001.a] nevéhez fűződik, akik 3 és 12 hónapos horizontú megkérdezésekből származtatott árfolyam-várakozásokkal, vagyis közvetlenül tesztelték az UIP-t a dollár öt relációjában (DEM, FFR, GBP, JPY, CHF), és eredményeik sokkal kedvezőbbnek bizonyultak a hosszabb horizonton. A 10 esetből 8-szor adódott magasabb béta-érték a hosszabb horizonton, és a szignifikanciák is az utóbbi mellett szóltak.<sup>69</sup>

Akad azonban néhány olyan eredmény is, mely inkább ellentmondásos képet rajzol elénk a horizont és az UIP teljesülésének kapcsolatáról. Razzak [2002] 1 éves lejáratú forward árfolyamokkal és 12 ország (döntő többségében) 1985 és 2000 közti adataival dolgozva azt állapította meg, hogy az eredmények nagymértékben függenek a választott bázisvalutától.

---

devizaárfolyam közötti kapcsolat vizsgálatára koncentráltak. A mi esetünkben az számít újdonságnak, hogy nem az abszolút értékekben, hanem a *változási rátákban* specifikált hipotézissel kapcsolatban merül fel a lehetőség.



Míg a dollár esetében alapvetően kedvező eredmények születtek, addig a márka és jen esetében már ugyanez korántsem mondható el.<sup>70</sup> Az 1 éves vizsgálati periódus azonban jóval rövidebb, mint amelyeken korábban mi az UIP érvényességét dokumentáltuk.

Egy keletkezését tekintve korábbi írásában a Berk és Knot szerzőpáros [2001.b] az UIP hosszú horizontú érvényességét igencsak eredeti utat járva, a vásárlóerő-paritástól (PPP) való aktuális eltérésekből származtatott árfolyam-várákozásokat felhasználva kutatta. Arra az – inkább negatívnak mondható – eredményre jutottak, hogy nem tudják alátámasztani az UIP javuló hosszú távú érvényesülésének azt a kézenfekvő magyarázatát, miszerint a pénzügyi piacok világszerte tapasztalható liberalizációs és deregulációs folyamatai állnának a háttérben. Mindez persze lehet az alkalmazott endogenizálási módszer következménye. Noha a módszert magam is szellemesnek vélem, alkalmazásnak indoklásával már nem tudok egyet érteni. A szerzők ugyanis arra hivatkoznak, hogy a vizsgálati horizont növelésével mind kevésbé jogos az ex post realizációkkal „proxyzni” az ex ante várákozásokat. Más szóval élve: a horizont növelésével mind kevésbé jogos a racionális várákozások feltevése.<sup>71</sup> Ezt én gyökeresen másként látom:

A társadalmi élet területei – köztük a gazdasági folyamatok is – számos példát szolgáltatnak arra, hogy a távolabbi jövő tendenciáit pontosabban vagyunk képesek előre felmérni (statisztikai kifejezéssel: várható értékben jobb a becslésünk), mint a közeljövő gyakorlatilag felmérhetetlenül nagy számú véletlen tényezővel (sokkokkal) terhelt hatásainak eredőjét. Ez egyúttal azzal is jár, hogy a hosszú távú várákozások kiszámíthatóbban változnak (ha úgy tetszik: stabilabbak), mint a rövid távú várákozások alkalmazkodási pályája. A cél kevésbé változékony, mint az oda vezető lehetséges utak közti választások.

A Meredith-Chinn szerzőpáros későbbi (immár külön, vagy más társzerzővel készített) munkáikban a téma egyéb aspektusait, a fedezetlen paritás hosszú horizontú érvényesülésének néhány lehetséges implikációját is igyekezett körüljárni. Fujii és Chinn [2000] a reálkamat-paritás (RIP) rövid- és hosszú távú érvényesülését a G-7 országok körében vizsgálva jutottak arra az eredményre, hogy míg rövidtávon az RIP-hipotézis – a korábbi vizsgálatokkal összhangban – egyértelműen elvetendő, addig hosszú (5-10 éves) horizonton több példa is

<sup>69</sup> Mivel két különböző, az időszakot tekintve nem átfedő forrásból származó adatokkal dolgoztak, ezért az eredményeket is külön-külön vették számba (így adódhatott 10 eset).

<sup>70</sup> A relációk felében nem lehetett elvetni a torzítatlansági hipotézist a dollár-relációkban.

<sup>71</sup> Egyik lábjegyzetükben a szerzők – opponensükre hivatkozva – maguk is jelzik, hogy az „aszimptotikusan racionális várákozások elmélete” (Stein [1986]) ennek épp az ellenkezőjét állítja.



akad a fontos nemzetközi relációkban, ahol ugyanez nem lehetséges. Eredményeiket erősíti, hogy az árindexeket többféle módon megragadva is hasonló következtetések adódtak.<sup>72</sup> A szerzők a lehetséges magyarázatok kapcsán kifejezetten hivatkozzák a hosszú UIP – fentebb ismertetett – irodalmát, illetve hozzátesszik, hogy a (relatív) PPP is inkább a hosszabb horizontokon érvényesül.<sup>73</sup> A tanulmány azért érdemel különös figyelmet, mert az RIP korábbi irodalma ezzel szöges ellentétben álló, vagyis egyértelműen negatív következtetésekre jutott még a hosszabb horizontokon is. Jorion [1996], pl. az általam is vizsgált három pénznem (USD, DEM, GBP) relációban még az ötéves horizonton sem tudott a hipotézist alátámasztó eredményeket prezentálni. Ezért azt a következtetést vonja le, hogy a nominális kamatkülönbség változásai különböző országokat és időszakokat tekintve is a reálkamatok különbségének változásait tükrözik minden horizonton (Jorion [1996, 123.o.]).

Meredith [2003] nagyon izgalmas formában firtatja tovább a kérdést, amikor a legegyszerűbb árfolyamelméleti modellek (köztük az UIP) középtávú előrejelző képességét veti össze. Szimulációk hosszú sora alapján az a megállapítása, hogy a PPP és a monetáris modell mintán kívüli előrejelzésekre nem alkalmasak. A mintán belül kapott kielégítő eredmények a „véges minták hibájának” következményei, és a horizont növelésével egyre nagyobb a valószínűsége, hogy a predikciós képesség csalóka látszata (spurious evidence of predictability) adódjon.<sup>74</sup>

A fedezetlen kamatparitás ugyanakkor 5-10 éves horizontokon eléggé kedvező eredményeket szolgáltat mintán kívül. (Az UIP természeténél fogva mindig mintán kívüli becslést ad, ha az elmélet szerinti  $\alpha=0$ ,  $\beta=1$  paramétereket alkalmazzuk, mivel az adott időszakra jutó fix hozamok előre ismertek.) Viszont Meredith szerint ettől még nem használható egy pénznem alul- vagy felülértékelttségének (misalignment) kitapintására (és ezzel profitot ígérő predikció készítésére), mivel minden pillanatban a piac által várt árfolyampályát tükrözi. Márpedig – teszi fel a kérdést Meredith – miként volna egyszerre lehetséges, hogy az árfolyamnak az

<sup>72</sup> Fujii és Chinn eleve kétféle: fogyasztói (CPI) és nagykereskedelmi (WPI) árindexet is felhasználtak. Ami ennél is lényegesebb, hogy a racionális várakozások kézenfekvő feltevése (vagyis az ex post realizált inflációs differenciák használta) mellett az árak változását autoregresszív folyamatok segítségével előre jelezve is dolgoztak. Ezzel együtt az eredmények az első esetben voltak kedvezőbbek.

<sup>73</sup> Az én személyes „olvasatom” kissé másként hangzik: ha a fedezetlen paritás hosszú távon teljesül, akkor a (relatív) vásárlóerő-paritás csakis úgy lehet érvényes, ha a reálkamat-paritás (tehát a reálkamatok nemzetközi kiegyenlítődése) is fennáll. V.ö., jelen dolgozat 2.1. alfejezete!

<sup>74</sup> Szellemes stílusú írásában Meredith még azt is kipróbálja, hogy a monetáris modellben felcseréli az exogén és az endogén változókat. Érdekes eredménye, hogy amennyiben a monetáris aggregátumot tekintjük endogénnek (és az árfolyamot exogénnek), akkor a monetáris modell meggyőzően „veri” a véletlen bolyongás hipotézisét. Ahogy fogalmaz: bár sokan csodálkoznak, hogy a monetáris árfolyammodell a gyakorlatban nem ad kedvezőbb



aktuális (irreális) értékéről változnia kellene, mégpedig pontosan a forward árfolyamok által meghatározott (azaz „egyensúlyi”) pálya mentén? Következtetése végül az, hogy az UIP sem alkalmas kritérium alul- vagy túlértékeltség kiszűrésére. (Meredith [2003, 25.o.]

Megeshet azonban, hogy utóbbiban Meredith téved. Ő ugyanis a mától induló  $n$  éves UIP előrejelzésekre koncentrál. Azonban az  $n$  évvel ezelőtti, mára vonatkozó UIP előrejelzés igenis segítségül szolgálhat az aktuális árfolyam megítélésében. Ha visszaidézzük, hogy mindhárom általam vizsgált relációban akadt minimum egy, az összes vizsgálati módszert sikerrel abszolváló horizont, akkor joggal fogalmazhatjuk meg a gyanút, miszerint annak mára vonatkozó múltbeli előrejelzései egyfajta inerciaként szolgálhatnak. Ennek tisztázása természetesen további vizsgálatokat igényel majd.

Végül, az alpont lezárásaként meg kell említenem Tanner [1998] munkáját. Az ő sajátos értelmezésében az UIP egy bizonyos tekintetben rövidtávon is „működik”. Az elmélet szerint paraméterekkel ( $\alpha=0$ ,  $\beta=1$ ) elvégzett becslések hibatagjai (más definícióban:<sup>75</sup> a prémium hozam) ugyanis zéró átlagú, stacioner idősorot alkotnak.<sup>76</sup> Az IFS adatbázisban fellelhető 3 hónapos hozamokból kiindulva a dollár 34 relációját vizsgálta meg havi adatokból (1986M1: 1997M4) kiindulva, és valamennyi esetben ezt tapasztalta. Tanner az UIP-eltérések (vagyis a prémium hozam) felezési idejét is kiszámolta, melyre meglepően alacsony, 2-3 hónapnyi érték adódott. Mielőtt egyszerűsége okán „legyintenénk” Tanner módszerére, érdemes felidézni, hogy a PPP egyik leggyakrabban alkalmazott empirikus ellenőrzése, nevezetesen: a reálárfolyam stacionaritásának vizsgálata lényegében ugyanerre a logikára épül (v.ö., pl. Rogoff [1996]).<sup>77</sup> Amennyiben elfogadjuk Tanner módszerének legitimitását, akkor felmerülhet a kérdés, hogy vajon a hosszú horizontokon is érvényes-e a prémium hozam stacionaritása?

A válasz meghatározása érdekében mindhárom relációban és valamennyi horizontra meghatároztam a prémium hozamok (az UIP ex post becslései hibái) alapvető jellemzőit:

eredményeket, ő még azon is csodálkozik, hogy egyáltalán használható. Hiszen építőelemei (PPP és UIP) külön-külön eléggé kétségesek. Meredith [2003, 21.o.]

<sup>75</sup> Én a prémium hozamra továbbra is az ER (excess return) rövidítést használom, hogy ne keverjük össze a később HP-vel jelölt hozamparitással.

<sup>76</sup> Az átlag (statisztikailag) zéró voltának teszteléséhez a mintaátlagot a mintaszórással osztva képzett t-mutatót, mely egyetlen esetben sem haladta (abszolút értékben) az 1 értéket. Az országcsoportonként összesített (átlagolt) t-értékek tekintetében Ázsia  $-0,2$  értéke volt a legjelentősebb. A stacionaritást Tanner három módszerrel is vizsgálta: a kiterjesztett Dickey-Fuller (ADF) teszt mellett Phillips  $z_\alpha$  és Phillips-Perron  $z_\alpha$  tesztjeit is elvégezte.

<sup>77</sup> Egy fontos különbséget ki kell emelnem: esetünkben nem egyidejű, hanem várakozási változóval van dolgunk.



3.10. tábla: a különböző horizontú prémium hozamok (ER) alapjellemezői DEM/USD  
relációban (1972M9:2003M9)

Mutató	1év	2év	3év	5év	7év	10év
Átlag	-0,0039	0,0191	0,0097	0,0042	0,0067	-0,0056
Variancia	0,0177	0,0412	0,0581	0,0901	0,0741	0,0470
Szórás	0,1330	0,2030	0,2411	0,3002	0,2722	0,2169
átlag/szórás	-0,0292	0,0939	0,0401	0,0139	0,0246	-0,0258
ADF: I(1)	-3,443*	-2,364	-2,177	-2,186	-3,027*	-2,852
ADF: I(2)		-6,780**	-7,163**	-7,596**		-6,865**

3.11. tábla: a különböző horizontú prémium hozamok (ER) alapjellemezői USD/GBP  
relációban (1979M1:2003M9)

Mutató	1év	2év	3év	5év	7év	10év
Átlag	0,0040	-0,0071	-0,0130	0,0060	0,0499	0,0592
Variancia	0,0142	0,0271	0,0398	0,0497	0,0267	0,0229
Szórás	0,1190	0,1648	0,1995	0,2230	0,1635	0,1513
átlag/szórás	0,0339	-0,0429	-0,0652	0,0270	0,3049	0,3911
ADF: I(1)	-4,180**	-2,451	-2,026	-2,147	-2,572	-2,476
ADF: I(2)		-7,346**	-7,284**	-7,720**	-6,776**	-6,146**

3.12 tábla: a különböző horizontú prémium hozamok (ER) alapjellemezői DEM/GBP  
relációban (1979M1:2003M9)

Mutató	1év	2év	3év	5év	7év	10év
Átlag	0,0162	0,0299	0,0391	0,0605	0,0803	0,1134
Variancia	0,0106	0,0202	0,0237	0,0363	0,0327	0,0362
Szórás	0,1028	0,1420	0,1541	0,1904	0,1808	0,1902
átlag/szórás	0,1573	0,2109	0,2541	0,3175	0,4443	0,5964
ADF: I(1)	-3,708**	-3,199*	-2,013	-2,018	-1,880	-1,939
ADF: I(2)			-8,457**	-7,191**	-7,282**	-7,952**

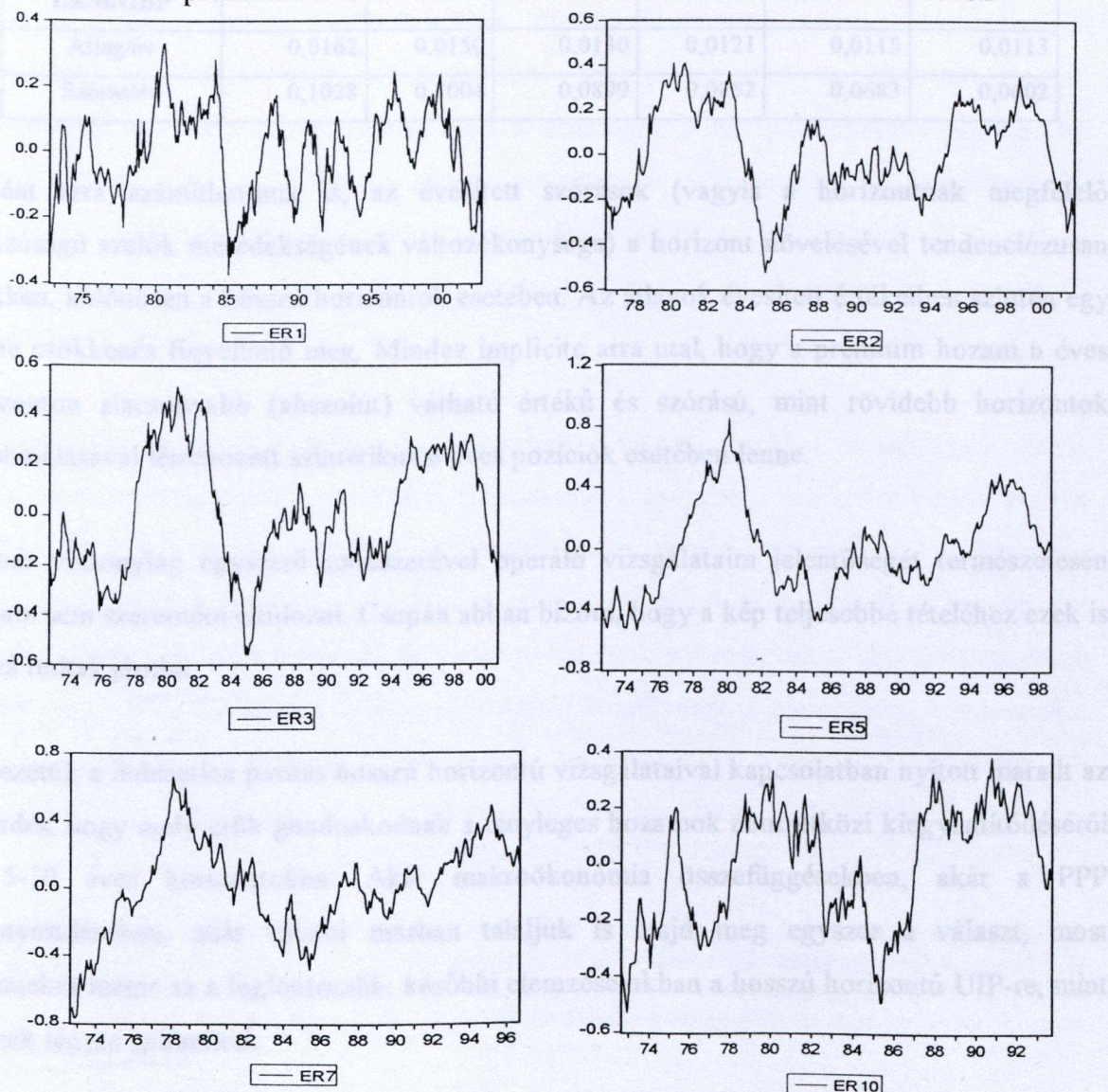
Mint látható, a prémium hozamok az ADF teszt szerint (nagy többségükben) nem tűnnek stacionerek, viszont az erősen átfedő megfigyelések szerepe a – korábbiakhoz hasonlóan – itt sem tisztázott. Ugyanakkor az átlagok és szórások aránya (t-próba) alapján az átlagok nulla volta nem utasítható el, noha az egyes relációkban nagyságrendnyi különbségek adódnak. Szintén figyelmet érdemel, hogy a szórások (és persze a varianciák) – bár egész addig monoton növekednek – valahol az 5 év környékén stabilizálódnak, vagyis a horizont



növelésével már nem nőnek tovább. Egész pontosan: a 7 és 10 éves horizontokon a szórás mind 6 esetben kisebb, mint az 5 éves horizonton. Az átlagokat tekintve csupán a GBP relációkban érzékelhető egy növekvő tendencia (a horizont növelésével), a DEM/USD párra viszont még az előjel is különbözik a 7, ill. 10 éves esetben.

Ha szemügyre vesszük a különböző horizontokon számított prémium hozamok ábráit a korábban is alkalmazott DEM/USD reláció példáján, akkor erősödhet a benyomásunk, hogy azok valamilyen autoregresszív folyamatot követnek. (Az átfedő megfigyelések miatt ez persze egyáltalán nem meglepő.) Annál furcsább viszont, hogy vizuálisan pont fordított képet kapunk, mint amit az egységgyök-próba (3.10. tábla) jelzett: a 7 éves (stacionernek jelzett!) horizont esetében egy emelkedő trend képe sejlik fel, míg az összes többi (elsőrendű integrálnak jelzett) horizonton szemmel nem igazán észlelhetünk határozott tendenciát.

3.3. ábra: prémium hozam a DEM/USD relációban különböző horizontokon





A 3.10-3.12 táblákban az is feltűnő, hogy a t-mutató abszolút értéke a GBP-relációkban monoton nő. Ez következik persze abból is, hogy az átlag a horizont növelésével n-szeresére, míg a szórás gyök(n) szeresére változna akkor is, ha az egyes horizontú idősorok teljesen homogének lennének. A kép árnyalása érdekében ezért célszerű lehet megnézni az átlagok és szórások évesített értékeit is!

3.13. tábla: a különböző horizontú prémium hozamok (ER) évesített mutatói

Mutató	1év	2év	3év	5év	7év	10év
<b>DEM/USD</b>						
Átlag/év	-0,0039	0,0095	0,0032	0,0008	0,0010	-0,0006
Szórás/év	0,1330	0,1435	0,1392	0,1343	0,1029	0,0686
<b>USD/GBP</b>						
Átlag/év	0,0040	-0,0035	-0,0043	0,0012	0,0071	0,0059
Szórás/év	0,1190	0,1165	0,1152	0,0997	0,0618	0,0479
<b>DEM/GBP</b>						
Átlag/év	0,0162	0,0150	0,0130	0,0121	0,0115	0,0113
Szórás/év	0,1028	0,1004	0,0890	0,0852	0,0683	0,0602

Miként arra számíhattunk is, az évesített szórások (vagyis a horizontnak megfelelő hosszúságú szelők meredekségének változékonysága) a horizont növelésével tendenciózan csökken, különösen a hosszú horizontok esetében. Az átlagok évesített értékeiben szintén egy enyhe csökkenés figyelhető meg. Mindez implicite arra utal, hogy a prémium hozam n éves horizonton alacsonyabb (abszolút) várható értékű és szórású, mint rövidebb horizontok kombinálásával létrehozott szintetikus n éves pozíciók esetében lenne.

Tanner viszonylag egyszerű módszerével operáló vizsgálataim jelentőségét természetesen magam sem szeretném eltúlozni. Csupán abban bízom, hogy a kép teljesebbé tételéhez ezek is hozzá tudtak járulni.

Végezetül: a fedezetlen paritás hosszú horizontú vizsgálataival kapcsolatban nyitott maradt az a kérdés, hogy mely erők gondoskodnak a tényleges hozamok nemzetközi kiegyenlítődéséről az 5-10 éves horizontokon. Akár makroökonómia összefüggésekben, akár a PPP érvényesülésében, akár valami másban találjuk is majd meg egyszer a választ, most számunkra mégis az a legfontosabb: későbbi elemzéseinkben a hosszú horizontú UIP-re, mint stilizált tényre építhetünk.



### 3.2. Árfolyamváltozás és jegybanki reakciófüggvény: a szimultaneitási hiba lehetősége

McCallum [1994.a] számos tekintetben úttörő munkája egy a második fejezetben tárgyalt megközelítésekhez képest új lehetőséget vetett fel a forward-rejtély értelmezésére. A szimultaneitási hiba megnevezés alatt is hivatkozott<sup>78</sup> megközelítése néhány évvel később, az ezredforduló táján, a fedezetlen paritás első hosszú horizontú vizsgálatainak megjelenésével párhuzamosan számos követőre talált (Meredith-Chinn [1998], Kugler [1999], Alexius [2000], Meredith-Ma [2002]). Jelen alponthoz e munkák áttekintésére vállalkozom.

Mielőtt modelljének alapelemeit tárgyalnánk, fontos hangsúlyozni, hogy McCallum a fedezetlen paritás hipotézisét az „oldottabb”, kockázati prémiummal kiegészített formájában igyekszik rehabilitálni, ugyanakkor fenntartja a racionális várakozásokra vonatkozó feltevést. Alapvetése szerint a torzítatlansági hipotézis regressziós tesztjeiben szokásosan tapasztalt negatív béta-együtthatók nem szükségszerűen jelentik egyúttal az UIP elvetésének szükségességét is. Utóbbi azért fontos, mert a strukturális modellek építőköveként az UIP érvényességének vagy érvénytelenségének meghatározó árfolyamelméleti konzekvenciái lehetnek. McCallum eredeti osztályozásában a saját modelljét az UIP-t elutasító álláspont, és a várakozások torzítottságának különféle lehetséges formái melletti harmadik, „versengő” magyarázatnak tekinti.

McCallum kiindulópontja voltaképp egy kétperiódusú modell, melyben az árfolyamváltozás és a kamatkülönbség között a (kockázati prémiummal kiegészített) fedezetlen paritás mellett egy második kapcsolat is megjelenik. Az utóbbi kapcsolatot a jegybanki reakciófüggvény ragadja meg, mert McCallum a gyakorlati megfigyelésekkel összeilleszthető módon azt feltételezi, hogy a monetáris hatóság épp a rövid kamatok változtatásával igyekszik az előző periódus nem várt (sokkszerű) árfolyamváltozásait ellensúlyozni ( $\lambda$  paraméter). A jegybank a modellben emellett a rövid kamat stabilizálására, „kisimítására” is törekszik ( $\sigma$  paraméter). A dolgozat jelöléseivel összhangban átfogalmazva McCallum alapegyenletei a következők:

<sup>78</sup> „Simultaneity bias”. V.ö., pl. Isard [1995, 84-85.o.]. Isard utal rá, hogy közvetett módon a megközelítés mellett szól az is, hogy a jegybanki intervenciók szintje és az árfolyamváltozás közti egyszerű regressziók is tipikusan rossz előjelű bétát szolgáltatnak. Emellett jelzi, hogy a jegybanki eszköztár meghatározó elemét jelentő rövid kamatok alakítása során a nem kívánatos árfolyamváltozások ellensúlyozása csak az egyik az input paraméterek közül.



$$(3.2) \quad i_{(1,2)} - i_{(1,2)}^* = \lambda \cdot (\Delta \ln s_{(0,1)}) + \sigma \cdot (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*) + \zeta_1$$

$$(3.3) \quad \ln s_1 = E_1(\ln s_2) - (i_{(1,2)} - i_{(1,2)}^*) + \xi_1$$

Az egyenletek összevonásával a következő adódik:

$$(3.4) \quad E_1(\ln s_2) - \ln s_1 = \lambda \cdot (\ln s_1 - \ln s_0) + \sigma \cdot (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*) + \zeta_1 - \xi_1$$

A  $t = 0$  és  $t = 1$  közti első időszak árfolyamváltozása eszerint a  $t = 0$ -ban ismert rövid kamatkülönbözet mellett a kockázati prémiumban megjelenő devizapiaci sokkok ( $\xi$ ), és – új elemként – a véletlen (jegybank)politikai paraméter ( $\zeta$ ) függvényében határozható meg.<sup>79</sup>

A redukált forma a következő módon írható fel:<sup>80</sup>

$$(3.5) \quad \Delta \ln s_{(0,1)} = \phi_1 \cdot (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*) + \phi_2 \cdot \zeta_1 + \phi_3 \cdot \xi_1$$

A nem determinált változóhoz kapcsolódó komplikált számítások eredményeként a következő buborék-mentes megoldás adódik a kamatkülönbözet együtthatójára:

$$(3.6) \quad \phi_1 = -\sigma / \lambda$$

A hihetőnek tűnő  $\sigma = 0,8$  és  $\lambda = 0,2$  paraméterekkel a kamatkülönbözet együtthatója, pl. a regressziós tesztekben sokszor megtapasztalt  $-4$  értéket veszi fel.

A stilizált tényekkel való mind teljesebb megfelelés, és a modell teljes konzisztenciájának helyreállítása<sup>81</sup> érdekében McCallum a továbbiakban azt is felteszi, hogy a kockázati prémium elsőrendű autoregresszív folyamatot követ:

<sup>79</sup> Mindkét sokkparaméterről felteszi McCallum, hogy azok „fehér zajok”.

<sup>80</sup> Feltéve, hogy létezik egy induló árfolyamértéke a kölcsönös determináltságú rendszernek.

<sup>81</sup> A redukált forma buborékmentes megoldása ugyanis magával vonja, hogy a  $t=1$ -ben érvényes kamatkülönbözet kifejezhető kizárólag a kockázati prémium és a politikai paraméterek függvényében, így maga is lényegében fehér zajnak volna tekintendő.



(3.7)

$$\xi_1 = \rho \cdot \xi_0 + \mu_1$$

Amennyiben a feltevésekkel összhangban  $0<\rho<1$  érvényes, akkor a kamatkülönbözet módosult együtthatója a redukált forma buborékmentes megoldásában:

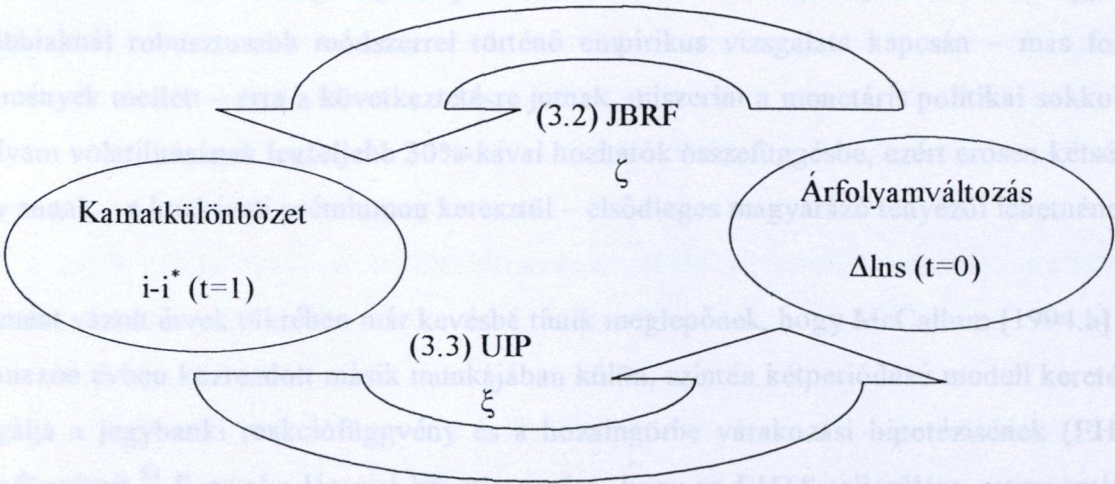
(3.8)

$$\phi_1 = (\rho - \sigma) / \lambda$$

A paraméterértékek plauzibilis megválasztásával ebben az esetben is adódhatnak a szokásos nagyságrendű negatív együtthatók.

McCallum modelljének könnyebb átlátásához nyújthat segítséget a következő ábra, melyben a jegybanksi reakciófüggvény (JBRF) és a fedezetlen kamatparitás (UIP) szimultán, és egyben körkörös kapcsolatot teremtenek a kamatkülönbözet és az árfolyamváltozás között.

3.4. ábra: McCallum modelljének sémája



McCallum modelljének értékes újdonsága, hogy a racionális várakozások feltevését megtartva, a pénzügyi piacok és intézmények kölcsönhatásaira (az árfolyamváltozástól a kamatkülönbözet irányába ható visszacsatolásra) alapozva ad plauzibilis, a tapasztalati idősorok tulajdonságaihoz sok tekintetben illeszkedő magyarázatot az UIP tesztjeiben tipikus negatív béta-együtthatókra. Emellett a modell implicite ugyan, de tartalmazza azt a – saját megközelitésem szempontjából kulcsfontosságú – elemet is, hogy a hozamgörbe várakozási hipotézisének és a fedezetlen kamatparitásnak az ex post sérülése egymással összefüggésbe



hozhatók. A pénz- és devizapiaci turbulenciák kisimítására törekvő jegybank piaci aktorok által előre pontosan nem kalkulált akciói ugyanis mindkettőt magukkal vonhatják. A kétperiódusú modellből adódóan ugyanakkor a várakozási hipotézis sérülései kvantitatíve csak kisebb mértékűek lehetnek, melyek önmagukban aligha volnának elegendők a gyakorlatból ismert igen jelentős árfolyam-ingadozások magyarázatára.<sup>82</sup> Vélhetőleg ez is közrejátszott abban, hogy McCallum érvelésében kulcsszerepet kapott a (sokféle kockázathoz köthető) kockázati prémium lehetőségének védelme. Így viszont modellje sem kerülheti el az időben változó kockázati prémiummal kapcsolatban korábban, a 2. fejezetben már felsorakoztatott kritikákat.

A tények több tekintetben is arra utalnak, hogy a monetáris politika változásaival járó sokkok önmagukban nem lehetnek képesek az árfolyam volatilitásának magyarázatára. Rogoff, pl. számos írásában felhívja a figyelmet arra a körülményre, hogy a vezető devizaárfolyamok volatilitása a 90-es évektől kezdve csak csekély mértékben csökkent, noha a jegybankok elkötelezettsége az infláció alacsony szinten tartására megszilárdult és tartósult.<sup>83</sup> Egy igen friss munkában Faust és Rogers [2003] a késleltetett túllendülés (delayed overshooting) új, a korábbiaknál robusztusabb módszerrel történő empirikus vizsgálata kapcsán – más fontos eredmények mellett – arra a következtetésre jutnak, miszerint a monetáris politikai sokkok az árfolyam volatilitásának legfeljebb 30%-kával hozhatók összefüggésbe, ezért erősen kétséges, hogy annak – a kockázati prémiumon keresztül – elsődleges magyarázó tényezői lehetnének.

Az imént vázolt érvek tükrében már kevésbé tűnik meglepőnek, hogy McCallum [1994.b] egy ugyanazon évben közreadott másik munkájában külön, szintén kétperiódusú modell keretében vizsgálja a jegybanki reakciófüggvény és a hozamgörbe várakozási hipotézisének (EHTS) összefüggéseit.<sup>84</sup> E munka lényegi következtetése, hogy az EHTS teljesülése szempontjából kritikus jelentősége lehet a határidős kamatprémium (term premia) perzisztenciája mellett annak, hogy a jegybank miként reagál a rövid és hosszú hozamok eltérésére.

<sup>82</sup> A 4. fejezetben ezt az állítást analitikus érvelés mellett konkrét számpéldákkal is igyekszem alátámasztani.

<sup>83</sup> V.ö., pl. Rogoff [1999.a], [1999.b] és [2002]. Hasonló értelemben lásd még: Flood-Rose [1999].

<sup>84</sup> Érdekes és számunkra mindenképpen fontos körülmény, hogy McCallum [1994.b] modelljét  $n$  periódusra általánosítva honfitársunk, Romhányi Balázs [2002] mutatta ki a Jensen-terminussal való összefüggését AR(1) kockázati prémium folyamat mellett. Hasonló általánosítását empirikusan is tesztelve Kugler [1997] rámutatott, hogy a prémium erős autokorreláltsága és a spread változására adott erős jegybanki reakció erősíti a spread prediktív erejét Japán esetében, míg az előbbi (Németország és Svájc) vagy az utóbbi (USA) gyengesége az EHTS elutasítását eredményezi a standard tesztekben.



Kugler [2000] McCallum két modelljének egyfajta kombinációját vizsgálja, melyben a jegybanki reakciófüggvény magyarázó változói az előző időszak árfolyamváltozása, valamint a hozamgörbe két vége közti spread. Számunkra Kugler eredményei közül most az a legfontosabb, hogy az UIP tesztjeiben mérhető béta-paraméter annál nagyobb, minél intenzívebben reagál a jegybank a rövid és hosszú kamatok eltérésére. Kugler erre a következő interpretációt adja: a kockázati prémium által kiváltott árfolyamváltozásokra adott jegybanki kamatreakció negatív előjelű korrelációt hoz létre az UIP regresszió magyarázó változója és hibatagja között. A korreláció mértéke csökken, ha a jegybanki beavatkozás hatására a kamatspread növekszik. Utóbbi hatás akár olyan erős is lehet, hogy a hibatag és a regresszor közti korrelációt teljesen eltünteti.

McCallum [1994.a] modelljének másik kritikus pontja a jegybanki reakciófüggvény konkrét formája. A nem kívánatos árfolyammozgások kompenzálása a jegybanki célfüggvénynek ugyan integráns, de csak kivételes esetekben kizárólagos, vagy domináns eleme. Jelentős méretű nemzetgazdaságok esetében utóbbi aligha tekinthető ezért realisztikus feltevésnek.

McCallum vélhetőleg az árfolyam és a kamatok közti visszacsatolás kiemelése érdekében tette a jegybanki reakciófüggvény centrális elemévé ezt a kapcsolatot. Másrészt tisztán kell látnunk, hogy az esetleges modifikációk nyomán fellépő analitikus nehézségek sem elhanyagolható mértékűek. Talán ezért is érte viszonylag kevés támadás a modellt erről a kissé gyengébb oldaláról.<sup>85</sup> A továbbfejlesztésre vállalkozó szerzők azonban igyekeznek számot vetni ezzel a körülménnyel is, ezért a továbbiakban ezeket a munkákat ismertetem.

Meredith és Chinn [1998] a hosszú horizontú UIP-t is vizsgáló, az előző alfejezetben már tárgyalt írásban a McCallum-modellből kiindulva kerestek magyarázatot a fedezetlen paritás rövid- és hosszú távú érvényesülése közti mellbevágó különbségekre. A megfogalmazott kritikákra válaszul a modellt egy ún. kisméretű makromodellé bővítették, melyben az árfolyamváltozás már nem szerepel közvetlenül a jegybanki reakciófüggvényben. Utóbbi ugyanis Taylor-típusú, vagyis a jegybank a kibocsátás és az infláció aktuális értéke

<sup>85</sup> Magam a már jelzett Isard munka mellett csak a McCallum-modell továbbfejlesztésére vállalkozó munkákban találtam kritikai elemeket, illetve utalást egy nem publikált Mark-Wu írásban [Risk, Policy Rules, and Noise: Rethinking Deviations from Uncovered Interest Parity. 1996] megfogalmazott (a dolgozat szövegében szereplővel gyakorlatilag megegyező) kritikára, melyet a Németország, Japán és az Egyesült Királyság esetében empirikusan mért alacsony, és nem szignifikáns  $\lambda$ -együtthatók is megerősítettek. Ez utóbbi írást azonban nem volt módom eredetiben olvasni.



függvényében alakítja a rövid kamatot.<sup>86</sup> Az árfolyamváltozás visszahatásai mégis két – igaz közvetett – csatornán keresztül is megjelennek a rövid kamatkülönbözetben: egyrészt az inflációt leíró, várakozásokkal kiterjesztett Phillips-görbén keresztül, melyben az előző időszak inflációs rátája, a következő periódusra várt inflációs ráta és az aktuális kibocsátási rés (output gap) mellett a reálárfolyam előző időszaki változása is megjelenik. Másrészt az aktuális kibocsátást leíró IS-görbében, melynek az előző időszak kibocsátása, és a hosszú távon várt reálkamatláb mellett az aktuális reálárfolyam is magyarázó változója. A hosszú távon várt (5 éves) kamatlábat az EHTS-sel összhangban az addig várható rövid (itt 1 éves) kamatok átlagaként definiálják, és hasonlóképpen járnak el a hosszú távon várt inflációs rátával is. Az egyes változók együtthatóit ad hoc jelleggel, nagyjából a G-7 országok empirikus értékeinek átlagaként kalibrálták. A modellben három ponton jelennek meg egymástól független sztochasztikus elemek: a kockázati prémium sokkban (UIP), az inflációs sokkban (Phillips-görbe), és az output sokkban (IS-görbe).<sup>87</sup> Végül a várakozások racionálisak, de nincs tökéletes előrejelzés.

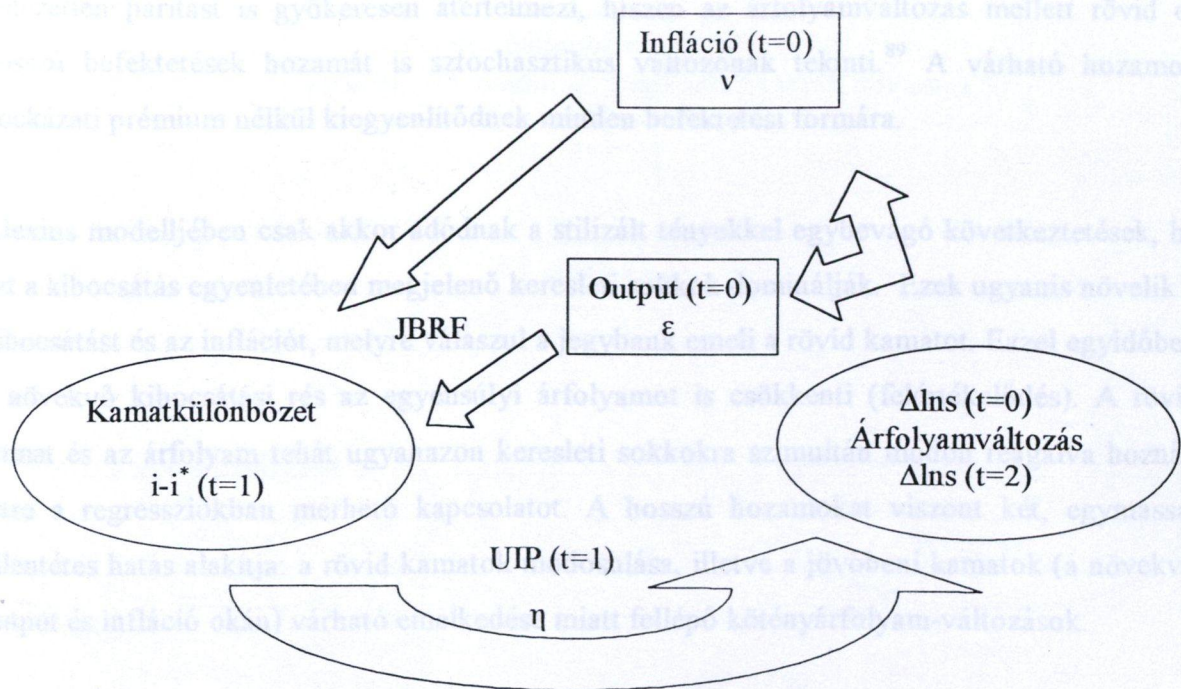
A modell működését talán a kockázati prémiumban megjelenő sokkok hatásmechanizmusán keresztül lehet a legteljesebben bemutatni: a kockázati prémiumot érő (pozitív) sokk következtében a hazai pénznem az első periódusban leértékelődik, melynek következtében az infláció és a kibocsátás nő. A Taylor-szabályt követő jegybank ezért emeli a rövid kamatot, és a második periódusban, az induló sokk elmúltával, az árfolyam csökken, vagyis a hazai pénz – a rövid horizontú UIP-tesztek eredményeivel összhangban – a kamatkülönbözet növekedése mellett értékelődik fel. A kockázati prémiumot érő sokk az alacsonyabb frekvenciákon már kevésbé perzisztens, vagyis a hosszú hozamokban csak csekély emelkedést vált ki az első periódusban, amit a kezdeti érték közelébe történő visszaigazodás követ a másodikban.

A modell eltérését McCallum alapmodelljéhez képest érdemes ábrában is szemléltetni, melyben a szerzők jelölésével összhangban a kockázati prémium, az inflációs és output sokkokat rendre  $\eta$ ,  $v$  és  $\varepsilon$  jelölik.

<sup>86</sup> J.B. Taylor [1993] nagy hatású, sokat hivatkozott tanulmányában a szabálykövető monetáris politika új definícióját adta, melyben a jegybanki döntések során kiemelt figyelmet szánnak a kamatszint, illetve másik oldalról a kibocsátási rés valamint az előző néhány negyedév inflációs rátáiból képzett lineáris kombináció összhangjának. Taylor szemantikailag helyénvalóbbnak látta a „szisztematikus politika” megnevezést, ezzel is hangsúlyozva a kellő rugalmasságú értelmezés szükségességét a bemutatott esettanulmányok mellett.



3.5. ábra: Meredith és Chinn modelljének sémája



Meredith és Chinn szimulációs eljárás keretében tesztelték modelljüket, és látványos eredményük, hogy lényegében reprodukálni tudták az UIP rövid és hosszú horizontú tesztjeiben mérhető béták drasztikus eltéréseit, illetve az egyes változók volatilitásának valós arányait. Utóbbi természetesen leginkább az árfolyamváltozás esetében tűnhet meglepőnek. Azonban rá kell mutatnom, hogy az alkalmazott 1 éves periódushosszon ez jóval könnyebb, mint az 1-3 hónapos frekvenciákon. Sőt a szerzők maguk is világosan jelzik, hogy a modellben is oly mértékű kockázati prémium sokkokra van szükség a gyakorlati árfolyamvolatilitás generálásához, melyek a standard allokációs modellekkel értelmezhetetlenek.

Alexius [2000] a hosszú lejáratú kötvényekbe történő rövid távú befektetések – a 3.4. alfejezetben részletesen ismertetésre kerülő – empirikus vizsgálatának meglepő eredményeit kísérli meg hasonló modell keretében értelmezni. Meredith és Chinn modelljén két – igen lényeges – ponton változtat a hozzájuk kapcsolható kritikai érvekre alapozva: egyrészt az árfolyamtól a jegybanki reakciófüggvény irányába mutató két közvetett kapcsolatot negligálja de facto a nagy nemzetgazdaságok empirikus tapasztalataira hivatkozva;<sup>88</sup> másrészt értelmez

<sup>87</sup> Annak érdekében, hogy ellenőrizzék a kapott szimulációs eredmények érzékenységét, Meredith és Chinn a várt hosszú távú kamatot meghatározó EHTS-egyenletbe is beépítettek egy pótlólagos sztochasztikus elemet, mely csak kis mértékben rontotta a hosszú horizontú UIP-ben szimulált béta-együtthatókat.

<sup>88</sup> Bár Alexius az alapegyenleteibe még felveszi ezeket a kapcsolatokat (épp a Meredith-Chinn modellel való összehasonlíthatóság végett), későbbi analitikus vizsgálatai során a paramétereket nullára kalibrálja.



egy egyensúlyi reálárfolyamot a kibocsátási rés függvényében. Igen lényeges, hogy a fedezetlen paritást is gyökeresen átértelmezi, hiszen az árfolyamváltozás mellett rövid és hosszú befektetések hozamát is sztochasztikus változónak tekinti.<sup>89</sup> A várható hozamok kockázati prémium nélkül kiegyenlítődnek minden befektetési formára.

Alexius modelljében csak akkor adódnak a stilizált tényekkel egybevágó következtetések, ha azt a kibocsátás egyenletében megjelenő keresleti sokkok dominálják. Ezek ugyanis növelik a kibocsátást és az inflációt, melyre válaszul a jegybank emeli a rövid kamatot. Ezzel egyidőben a növekvő kibocsátási rés az egyensúlyi árfolyamot is csökkenti (felértékelődés). A rövid kamat és az árfolyam tehát ugyanazon keresleti sokkokra szimultán módon reagálva hoznák létre a regressziókban mérhető kapcsolatot. A hosszú hozamokat viszont két, egymással ellentétes hatás alakítja: a rövid kamatok módosulása, illetve a jövőbeni kamatok (a növekvő output és infláció okán) várható emelkedése miatt fellépő kötvényárfolyam-változások.

Bár Alexius modelljében kínálati és árfolyam sokk lehetősége is szerepel, ezek a gyakorlati tapasztalatokkal ellentétes relatív mozgást indukálnának a kamatokban és az árfolyamban.<sup>90</sup>

Alexius modellje a látszólagos hasonlóság ellenére gyökeresen különbözik McCallum vagy Meredith és Chinn modelljétől, mert lényegében hiányzik belőle az árfolyamtól a kamatok irányába mutató visszacsatolás.<sup>91</sup>

Ezt érdemes ábrában is szemügyre venni (3.6. ábra), ahol a kínálati (inflációs) sokkot  $\varepsilon^{\pi}$ , a keresleti (output) sokkot  $\varepsilon^y$ , az árfolyamsokkot  $\varepsilon^q$  jelöli, akárcsak az eredetiben, Alexiusnál.

Alexius modellje valójában nem ad választ a másik kritikus kérdésre sem: abból ugyanis, hogy a hosszú kötvényhozamok különbsége, és az árfolyamváltozás között az UIP-nek megfelelő béták mérhetők bizonyos horizontokon a regressziókban, még nincs magyarázat rá, miért oly volatilisek az árfolyamok amilyenek. Ehhez meggyőződésem szerint a kötvény- és devizapiacok közti ex post kapcsolat értelmezésére van szükség (lásd 4. fejezet!).

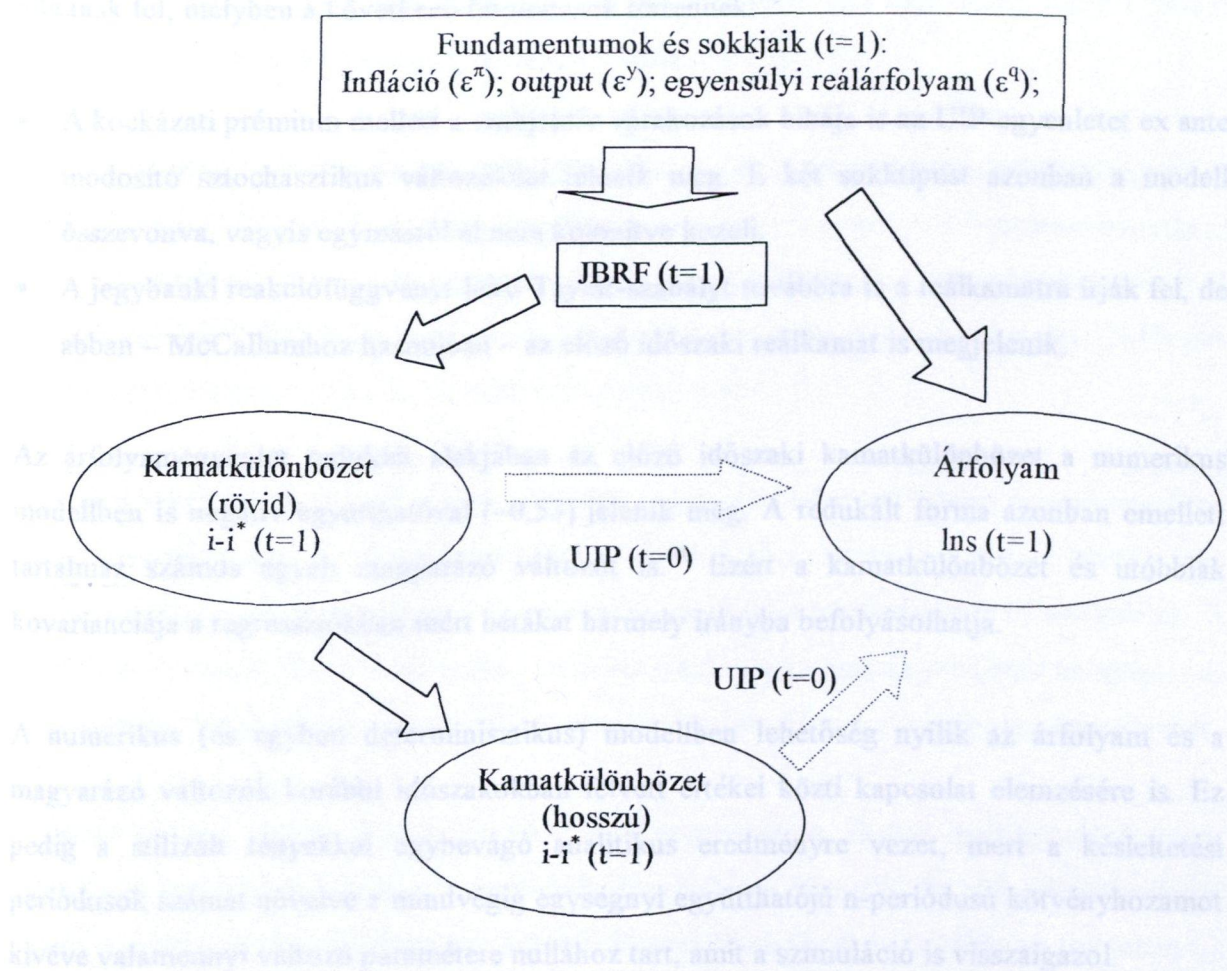
<sup>89</sup> Mint később látni fogjuk, utóbbi kettő komoly problémákat vet fel, és erősen megkérdőjelezhető.

<sup>90</sup> Kínálati sokk alatt Alexius az inflációs egyenletben megjelenő sztochasztikus tagot érti.

<sup>91</sup> Bár a felírt alapegyenletekben ezek lehetősége még fennállna, a (talán az analitikus nehézségek elkerülése érdekében) nullának kalibrált együttthatók miatt ténylegesen mégis hiányzik. A megoldás számomra radikálisnak és indokolatlannak tűnik, mert az árfolyamtól a fundamentumok felé kétségkívül létezik visszahatás.



3.6. ábra: Alexius modelljének sémája



Ez a modell – minden látszólagos hasonlósága ellenére – az egymásra kölcsönösen ható makrogazdasági változók kapcsolatrendszerének egy másik vetületében vet fel új elemeket, mint a korábban megismertek. Szemléletes megfogalmazásban: a 3.4. és 3.5. ábrák alsó ívén jelennek meg valójában Alexius mondanivalójának lényeges és új – bár mint látni fogjuk, egyben vitatható – elemei, miközben a többi szerző az ábrák felső ívére koncentrálnak.

Meredith és Ma [2002] az utóbbi modellek továbbfejlesztésére, valamint alaposabb elméleti alátámasztására törekszik, melynek keretében három modellt is felállítanak. Az elsőben analitikus levezetéssel általánosítják a McCallum-modellt a kibocsátási és inflációs egyenletekben megjelenő közvetett hatások esetére.<sup>92</sup> A modell az induló paraméterek plauzibilis megválasztása mellett képes produkálni a kamatkülönbség negatív együttthatóját az árfolyamegyenlet redukált formájának megoldásában. Igaz az együtttható nagyon érzékeny a választott paraméterekre.



Második modelljünkben Meredith/Chinn [1998] mintájára egy jóval bővebb, kalibrált modellt állítanak fel, melyben a következő finomítások történnek:<sup>93</sup>

- A kockázati prémium mellett a szubjektív várakozások hibája is az UIP-egyenletet ex ante módosító sztochasztikus változóként jelenik meg. E két sokktípust azonban a modell összevonva, vagyis egymástól el nem különítve kezeli.
- A jegybanki reakciófüggvényt leíró Taylor-szabályt továbbra is a reálkamatra írják fel, de abban – McCallumhoz hasonlóan – az előző időszak reálkamat is megjelenik.

Az árfolyamegyenlet redukált alakjában az előző időszak kamatkülönbség a numerikus modellben is negatív együtthatóval ( $-0,53$ ) jelenik meg. A redukált forma azonban emellett tartalmaz számos egyéb magyarázó változót is.<sup>94</sup> Ezért a kamatkülönbség és utóbbiak kovarianciája a regressziókban mért bétákat bármely irányba befolyásolhatja.

A numerikus (és egyben determinisztikus) modellben lehetőség nyílik az árfolyam és a magyarázó változók korábbi időszakokban felvett értékei közti kapcsolat elemzésére is. Ez pedig a stilizált tényekkel egybevágó analitikus eredményre vezet, mert a késleltetési periódusok számát növelve a mindvégig egységnyi együtthatójú  $n$ -periódusú kötvényhozamot kivéve valamennyi változó paramétere nullához tart, amit a szimuláció is visszaigazol.

Meredith és Ma harmadik modellje sztochasztikus. A McCallum/Nelson [1999] modelljéből kiinduló megközelítés célja, hogy a korábban már kitapintott sokrétű kölcsönhatások miatt általuk inkorrektnek vélt árfolyamegyenlet „korrekt”, regressziók számításához is alkalmas formájához jussanak. A modell inflációs egyenlete nem különbözik a numerikus modell inflációs egyenletétől, de a kibocsátás és a jegybanki reakciófüggvény egyenlete igen. Utóbbi ismét nominális és sztochasztikus formát ölt, és hiányzik belőle az autoregresszív tag. Az intertemporális Euler-viszonyból származtatott hasznossági függvény miatt a kibocsátási egyenletben találhatók a legjelentősebb módosulások, mivel a magyarázó változók között az immár nem múltbéli, hanem a következő periódusra várt reálárfolyam-, és outputváltozás mellett az időbeni helyettesítés rugalmassága, és az importköltség aránya is megjelennek.

<sup>92</sup> Az analitikus munkát könnyítendő, a numerikus modellhez képest itt néhány egyszerűsítést is megengednek maguknak a szerzők. (A kibocsátási rés, pl. itt csakis a rövid reálkamat függvénye.)

<sup>93</sup> Az alapséma – akárcsak az előző analitikus modellnél – lényegében nem különbözik a 3.5. ábrában vázolttól.

<sup>94</sup> A modell belső összefüggéseinek megfelelően a redukált egyenletben az előző időszak kibocsátás, infláció és reálkamat is megjelenik (valamennyi negatív előjellel) a kamatkülönbségen kívül az ortogonális hibatag mellett.



A modellben megjelenő négy sztochasztikus tagról a szerzők felteszik, hogy normális eloszlású, egymástól független fehér zajok.<sup>95</sup> Variációjukat úgy kalibrálták, hogy a modell reprodukálni tudja a G-7 országok aktuális adatainak volatilitását.

A redukált forma meghatározása után Meredith és Ma a modell adatainak aszimptotikus momentumait is levezették. A rövid kamatok és az árfolyam autokorreláltságában mutatkozó valós különbségekhez hasonló eltérés létrehozásához az árfolyamot érő sokkokat elsőrendű mozgóátlagként kellett felírniuk.<sup>96</sup> Az árfolyamsokkok származtatott szórása évi 7,44%-nak adódott, ami messze meghaladta a többi sokkparaméterét.<sup>97</sup>

A modell segítségével az UIP regresszió bétáját is becsülni lehet különböző méretű mintákra. Az aszimptotikus érték  $-0,17$  lett, az együttható értéke pedig a minta növelésével egyre kisebb abszolút értékű. Utóbbi az alacsony  $R^2$ -tel együtt megfelel a tesztekben ismert értékeknek. A regressziós horizont növelésével pedig – nem kis részben a kis minták hibájából adódóan – az aszimptotikus béta-értékek a gyakorlati tapasztalatokkal ismét csak összhangban növekednek.

A munka végén a szerzők felírják a modelljükből származtatott, általuk „korrektnek” nevezett regressziós specifikációt, melyből kamatkülönbözet teljesen hiányzik. Az operacionalizálható, immár a pozitív  $(0,38)$  együtthatójú korábbi kamatkülönbözetet is tartalmazó formában az előző időszak reálárfolyam, output és inflációs ráta is megjelenik az árfolyamváltozást meghatározó tényezők között (utóbbiak mind negatív előjellel). A hibatag variáciája  $0,26$ -os  $R^2$ -értéket implikál. Az érzékenység-vizsgálatok is az intuíciókkal egybevágó eredményekre vezettek. Az „eklektikus” regresszió prediktív ereje jelentősen felülmúlja a szimpla UIP-ét. A gyakorlati előrejelzések készítése során viszont a szerzők szerint ajánlott az elővigyázatosság, mert a paraméterek nagyon érzékenyek lehetnek a gazdasági struktúra, valamint az alapul szolgáló modell együtthatóinak változásaira.

Tanulságosak a Meredith és Ma következtetéseiben megfogalmazódó – néhol önkritikus – gondolatok. Szerintük ellenkezik a takarékoság elvével, ha a forward-rejtély magyarázatához elméleti „szuperstruktúrára” van szükség, különösen ha ez utóbbi az adatok hiányában nehezen tesztelhető. Merthogy „...miközben építhetők elméleti történetek hasonló

<sup>95</sup> A sztochasztikus tagok az árakat, a kibocsátást, a kamatokat, és az árfolyamot érő sokkokat reprezentálják.

<sup>96</sup> A szerzők utalnak is rá, hogy ez ad hoc megoldás, de az elméletben sem akad jobb megoldás a problémára.

<sup>97</sup> Az output-, inflációs és kamatsokkok szórása rendre: 2,87%; 0,95%; 1,56%.



hatásmechanizmusok alátámasztására, addig a megfigyelhető adatokkal való konzisztencia azt kívánná, hogy a kamatváltozások indukálta árfolyamsokkók jóval nagyobbak legyenek, mint a kamatváltozások maguk.” (Meredith-Ma, 28.o.)

Az alfejezetben vázolt egész irányzat, de különösen Meredith és Ma modelljei kapcsán elmondható, hogy jelentősen hozzájárulhatnak a (sztochasztikus elemet is tartalmazó) fedezetlen paritás ex ante érvényességével kapcsolatos szakmai szkepszis mérsékléséhez. Mindezt elsősorban azzal, hogy rámutatnak: az UIP szokásos tesztjei nem alkalmasak a fedezetlen paritást alapelemként integráló strukturális modellek érvényességének tesztelésére.

Meredith és Ma utolsó mondatában azon nézetüknek adnak hangot, mely szerint a forward-rejtély feloldása, és az a kérdés, hogy mi generálja az árfolyamra ható igen erős sokkokat, egymástól különválaszthatóak. Én ezt másként látom, mivel saját megközelítemben (4. fejezet) a rejtélyt feloldó hatásmechanizmus és az indukált sokkok mértéke egymással szervesen összefüggenek, amit empirikus vizsgálataim (5. fejezet) is alátámasztanak.

A hozamgörbe-árcokozási hipotézisnek alapformája („pure form”) a következőképp hangzik: A racionális és kockázat-semleges befektetőket feltételezve a hozamgörbe két végén olyan (a görbe mai alakjában impulzus) hozamváltozásoknak kell bekövetkezni periódusról periódusra, hogy a hosszú távú, illetve az ismétlődő rövid távú befektetések várható hozamai egyenlítődjenek. A likviditási kockázatot kerülő befektetők esetén a hipotézis „gyenge formája” megengedi, hogy a hosszú és rövid körválybefektetések várható hozamának különbsége egy nullától különböző konstans legyen. Utóbbit lejárat (term), vagy kockázati (likviditási) prémiumnak szokás nevezni. A hipotézis formális felírásához az elképzelhető legegyszerűbb esetet tekintem fel, mely szerint a tiszta diszkontkötvényekkel foglalkozunk, melyek valamennyi lejáratra rendelkezésre állnak. Folytonos kamatozást feltételezve az EHTS alapformája a következő egyenletből kiindulva vizsgálható:

A árcokozási hipotézis a ma szokással lényegében egyezően emlegetett korai, vagy „klasszikus” irrodalomban I. Fisher „Appreciation and Interest” (1896) és „The Theory of Interest” (1930), J.M. Keynes „A Treatise on Money” (1930), F.R. Macaulay „Some Theoretical Problems Suggested by Movements of Interest Rates, Bond Yields, and Stock Prices in the United States since 1856” (1938), F.A. Lutz „The Structure of Interest Rates” (1940), valamint J. Hicks „Value and Capital” (1953) műveiben találunk. A kortárs irrodalomban a forward-rejtélyhez hasonló kiindulást pedig talán Fama (1989, 287.o.) mondata említhető a legújabbban: „Ha egy közgazdasági hipotézis atraktív volt azaz méltó, hogy nagy irradatban ismertté vágyon, akkor a hozamgörbe-árcokozási hipotézis hatással volt.” Tegyük hozzá, Fama ezt a mondatot az érveléssel utasítja le:



### 3.3. A hozamgörbe várakozási hipotézise (EHTS)

Bár a hozamgörbe várakozási hipotézise roppant hosszú, és hozzájárulásokban rendkívül gazdag múltra tekinthet vissza, nagy tekintélyű szerzők véleménye szerint a mai napig túlzás volna kikristályosodott, egységes irányzatról beszélni.<sup>98</sup> A hatalmas irodalomra, és a téma jelen dolgozatban betöltött szerepére való tekintettel igyekszem a bemutatás során a lehetséges maximális egyszerűsége törekedni, illetve a várakozási hipotézis (továbbiakban: EHTS, Expectations Hypothesis of the Term Structure) különféle értelmezési formáit inkább a dolgozat jelöléseivel, és nem szerzőnként változó szakirodalmi megoldásokkal összhangban megfogalmazni. Ugyanakkor munkám során maximálisan támaszkodom a széles körben ismert összegző forrásokra (pl. Shiller [1990] vagy Campbell [1995]), melyek mellett csak olyan újabb keletű írásokat hivatkozom, melyek vagy az empirikus tapasztalatokat árnyalják, vagy pedig azok értelmezésével kapcsolatban tartalmaznak – általam fontosnak vélt – új elemeket. Szelekcióm szükségszerűen és vállaltan szubjektív.

A hozamgörbe várakozási hipotézisének alapformája („pure form”) a következőképp hangzik: racionális és kockázat-semleges befektetőket feltételezve a hozamgörbe két végén olyan (a görbe mai alakjában implikált) hozamváltozásoknak kell bekövetkezni periódusról periódusra, hogy a hosszú távú, illetve az ismétlődő rövid távú befektetések várható hozamai kiegyenlítődjenek. A likviditási kockázatot kerülő befektetők esetén a hipotézis „gyenge formája” megengedi, hogy a hosszú és rövid kötvénybefektetések várható hozamának különbsége egy nullától különböző konstans legyen. Utóbbit lejárat (term), vagy kockázati (likviditási) prémiumnak szokás nevezni. A hipotézis formális felírásához az elképzelhető legegyszerűbb esetet tételezem fel, mely szerint a tiszta diszkontkötvényekkel foglalkozunk, melyek valamennyi lejáratra rendelkezésre állnak. Folytonos kamatozást feltételezve az EHTS alapformája a következő egyenletből kiindulva vizsgálható:

<sup>98</sup> A várakozási hipotézist a ma szokással lényegében egyezően említő korai, vagy „klasszikus” irodalomként általában I. Fisher „Appreciation and Interest” (1896) és „The Theory of Interest” (1930), J.M. Keynes „A Treatise on Money” (1930), F.R. Macaulay „Some Theoretical Problems Suggested by Movements of Interest Rates, Bond Yields and Stock Prices in the United States since 1856” (1938), F.A. Lutz „The Structure of Interest Rates” (1940), valamint J. Hicks „Value and Capital” (1953) munkáit szokták hivatkozni. A kortárs irodalomnak a forward-rejtélyhez hasonló kiterjedtségét pedig talán Froot [1989, 283.o.] mondata szemlélteti a legjobban: *”Ha egy közgazdasági hipotézis attraktivitását azzal mérjük, hogy hány írásban utasították vissza statisztikailag, akkor a hozamgörbe várakozási hipotézise kiütéssel győz.”* Tegyük hozzá, Froot ezt a mondatot 15 évvel ezelőtt írta le.



$$(3.9) \quad n \cdot i_{(0,n)} = i_{(0,1)} + E_0(i_{(1,2)}) + E_0(i_{(2,3)}) + \dots + E_0(i_{(n-1,n)})$$

Mivel a feltevések miatt a kamatstruktúra arbitrázsmentes, ezért a következő időszakokra várt 1 periódusnyi hozamok megegyeznek a ma ismert feltételekkel megvalósítható forward befektetések kamatával. Az ennek megfelelő (némileg egyszerűbb) jelölést alkalmazva, és  $n$ -nel végigosztva máris megkapjuk az EHTS egyik szokásos értelmezését tükröző formulát:

$$(3.10) \quad i_{(0,n)} = (i_{(0,1)} + i_{(1,2)}^F + i_{(2,3)}^F + \dots + i_{(n-1,n)}^F) / n$$

Tehát a hosszú ( $n$  periódusú) kötvénypozíció egy periódusra jutó hozama megegyezik a rövid (1 periódusú) befektetések mától a hosszú kötvény élettartamának végéig számított átlagos várható hozamával. Amennyiben a hozamgörbe monoton és emelkedő, tehát  $i_{(0,1)} < i_{(0,n)}$ , akkor (3.10) alapján fenn kell állnia következőnek:<sup>99</sup>

$$(3.11) \quad i_{(0,1)} < i_{(1,2)}^F \Rightarrow E_0(\Delta i_1) > 0$$

A hozamgörbe két vége közti pozitív spread a várakozási hipotézis szerint a rövid kamatok várható emelkedését jelzi. Ez a természetes intuícióval is egybevág.

A hosszú és rövid hozamok kezdeti értéke közötti eltérés (spread) ellensúlyozásaként a két típusú befektetési stratégia ekvivalenciájának helyreállításához ugyanakkor a hosszú hozamok várható emelkedésére is szükség van hasonló helyzetben. A szemléltetéséhez érdemes átírnunk az összefüggést:

$$(3.10.a) \quad n \cdot i_{(0,n)} = i_{(0,1)} + (n-1) \cdot i_{(1,n)}^F$$

$$(3.10.b) \quad i_{(0,n)} + (n-1) \cdot i_{(0,n)} = i_{(0,1)} + (n-1) \cdot i_{(1,n)}^F$$

Amennyiben az előzőhöz hasonlóan normál hozamgörbét ( $i_{(0,n)} > i_{(0,1)}$ ) vélelmezünk, akkor az EHTS szerint a hozamgörbe hosszú végén is emelkedniük kell a hozamoknak az első időszak

<sup>99</sup> A kamat melletti jobb alsó, zárójel nélküli index ebben az esetben az egy periódusú kamatra utal, míg delta alatt az 1 az első periódust jelzi.



alatt:  $i_{(0,n)} < i_{(1,n)}^F$ . Igaz a várható emelkedés kisebb (1 periódusra vetítve), mint a rövid hozamok esetében:<sup>100</sup>

$$(3.12) \quad 0 < E_0(\Delta_1 i_{n-1}) < E_0(\Delta_1 i_1)$$

A hozamgörbe rövid és hosszú végén az első periódus alatt várt változások aránya a (3.9) és (3.10.a) összevetéséből könnyen meghatározható. Eszerint a hosszú (n-1 periódusú) hozamok várható emelkedése éppen megfelel a rövid hozamok átlagos várható emelkedésének:

$$(3.13) \quad E_0(\Delta_1 i_{n-1}) = E_0(\Delta_1 i_1 + \Delta_2 i_1 + \dots + \Delta_{n-1} i_1) / (n-1)$$

A várakozási hipotézisben megbúvó predikciók voltaképpen azon a feltevésen alapulnak, hogy a hozamgörbe ma ismert alakja egyúttal magában hordozza a jövőbeni alakjára, vagy ami ezzel ekvivalens: várható változására vonatkozó információkat is. Utóbbi értelmezés egy alternatív megfogalmazást is lehetővé tesz az előrejelzések tekintetében. Eszerint a ma ismert, adott hosszúságú jövőbeni befektetési periódusra érvényes forward, illetve az ugyanezen periódus kezdőpontjáig számított ma érvényes spot hozamok eltérése (a „határidős felár”) az adott hosszúságú befektetések hozamváltozását torzítatlanul jelzi előre, ha az EHTS alapformája teljesül.<sup>101</sup> A regressziós tesztekben többnyire ebből a megfogalmazásból indulnak ki, hogy az UIP alternatív tesztjei kapcsán már tárgyalttal analóg anomáliákat elkerüljék.<sup>102</sup> Az egyik lehetséges regressziós specifikációt szemlélítve, ahol  $0 < m < n$ , és a nullhipotézis szerint  $\alpha = 0$ ,  $\beta = 1$  teljesül, az  $\varepsilon_1$  hibák pedig tisztán véletlenek. ( $FP_{n-m} = i_{(m,n)}^F - i_{(0,m)}$  a forward prémiumot jelöli):<sup>103</sup>

$$(3.14) \quad i_{(m,n)} - i_{(0,1)} = \alpha + \beta \cdot FP_{n-m} + \varepsilon_1$$

A forward prémiumról Shiller, Campbell és Schoenholtz [1983] kimutatták, hogy felírható a hozamgörbe hosszú és rövid vége közti spread arányában is:

<sup>100</sup> Mivel a monotonitás miatt  $i_{(1,2)}^F < i_{(n-1,n)}^F$ , így  $i_{(0,n-1)} < i_{(1,n)}^F$  is fennáll.

<sup>101</sup> Ne felejtjük el, hogy utóbbi a befektetői racionalitás mellett a kockázatközömbösséget is feltételezi.

<sup>102</sup> Mivel a forward és a jövőbeni spot kamatok (a forward és spot devizaárfolyamokhoz hasonlóan) kointegráltak, ezért célszerűbb itt is a változási rátákban specifikált forma. A kamatstruktúra kointegráltságát szemlélíteti, pl. Wolters [1998] a német kötvénypiac példáján. Ugyanakkor az USA piacokra vonatkozó, hasonló eredményekre vezető vizsgálatok eredményeit is hivatkozva.



$$(3.15) \quad FP_{n-m} = [D_n / (D_n - D_m)] \cdot (i_{(0,n)} - i_{(0,1)})$$

A képletben  $D$  a Macaulay-féle duratit jelöli, mely diszkontkötvények esetében egyszerűen a hátralévő futamidővel egyezik meg. A forward prémium segítségével az  $n-m$  periódus futamidejű,  $m$ -től  $n$ -ig tartott kötvény lejáratú prémiuma (TP: term premium) is könnyen bevezethető arra az esetre, ha a befektetők nem semlegesek a likviditási kockázatra:

$$(3.16) \quad TP_{n-m} = FP_{n-m} - E_0 \left( \sum_{k=1}^m \Delta i_{n-m} \right)$$

A  $t=0$  és  $t=m$  között tartott  $n$  periódus futamidejű kötvény lejáratú (likviditási) prémiuma 0 és  $m$  között tehát nem más, mint forward prémium csökkentve az  $n-m$  periódusú hozamok 0 és  $m$  között várt változásaival. A lejáratú prémium valószínűségi változó, melynek várható értéke az EHTS „tisztá” megfogalmazásában 0, azaz (a korábbiakkal összhangban) a forward kamatok megegyeznek a ma várt jövőbeni spot kamatokkal. Az EHTS oldottabb formájában a lejáratú prémium pozitív konstans lehet.

Számunkra a dolgozat későbbi fejezetei szempontjából az az eset bír kiemelt jelentőséggel, amikor  $m=1$ , vagyis a hozamgörbében rövidtávon bekövetkező változásokat vizsgáljuk.<sup>104</sup>

Ekkor (3.14) a következő formába írható át (3.15) alapján diszkontkötvények esetén:

$$(3.17) \quad i_{(1,n)} - i_{(0,1)} = \alpha + \beta \cdot \left[ \left( \frac{n}{n-1} \right) \cdot (i_{(0,n)} - i_{(0,1)}) \right] + \varepsilon_1$$

A (3.17) annak tesztelésére alkalmas, hogy a mai spreadnek van-e előrejelző ereje az 1 periódussal későbbi hosszú hozam, és mai rövid hozam közti eltérés vonatkozásában. Erre a tipikus válasz az igen. Annak eldöntésére azonban, hogy a várakozási hipotézissel konzisztens irányba mozdulnak-e rövidtávon a különböző lejáratú hozamok, a következő regressziót szokás futtatni:<sup>105</sup>

<sup>103</sup> Bár számos ettől eltérő specifikáció lehetséges, sőt szokásos is, azok a (3.14) megfogalmazásra a linearizált Shiller-Campbell-Schoenholtz [1983] modellben kivétel nélkül visszavezethetők. V.ö. Froot [1989, 287.o.].

<sup>104</sup> Az EHTS másik lehetséges értelmezése ezzel ellentétben a rövid kamatok hosszú távú változásaira koncentrál, és az empirikus vizsgálatok a hipotézis szempontjából általában jóval kedvezőbb eredményekre vezettek. Lásd, pl. Campbell reprezentatív táblázatát [1995, 139.o.], vagy Shiller táblázatát [1990, 656.o.].

<sup>105</sup> A regresszor úgy van kalibrálva, hogy az EHTS predikciójának teljesülésével  $\beta=1$  legyen ekvivalens. V.ö.: Campbell [1995, 139.o.]. A specifikációban (az adatok hiánya miatt) sokszor  $i_{(1,n+1)}$  szerepel a baloldalon  $i_{(1,n)}$



$$(3.18) \quad i_{(1,n)} - i_{(0,n)} = \alpha + \beta \cdot \left[ \left( \frac{1}{n} - 1 \right) \cdot (i_{(0,n)} - i_{(0,1)}) \right] + \varepsilon_1$$

Az USA II. világháborút követői adatsorait vizsgáló munkák kivétel nélkül arra a következtetésre jutottak, hogy a hozamgörbe meredeksége szisztematikusan a rossz irányba jelzi előre a hosszú hozamok változásait. Sőt, Macaulay már 1938-ban a következőket írta le:

„...A leghosszabb lejáratú kötvények hozamának esnie kellene olyan időszakokban, amikor a rövid lejáratú kamatok magasabbak mint a kötvények hozama, és emelkedniük kellene, amikor a rövid kamatok alacsonyabbak. A tapasztalat sokkal inkább ennek az ellenkezője.”<sup>106</sup>

A vizsgálatokban tapasztalt tendenciák értékeléséhez Campbell [1995, 139.o.] reprezentatív táblázatát hívom segítségül, melyben a hosszú kötvények különböző lejárataihoz (n) tartozó béták, valamint azok standard hibái szerepelnek:

3.14. tábla: A hozamgörbe meredeksége és a hosszú hozamok rövid távú változásai közti regressziók (3.18) béta-együtthatói különböző lejáratok esetében.

n (hónap)	2	3	6	12	24	48	120
$\beta$	0,019	-0,135	-0,842	-1,443	-1,432	-2,222	-4,102
	(0,194)	(0,285)	(0,444)	(0,598)	(0,996)	(1,451)	(0,120)

A táblázatban szereplő értékeket Campbell McCulloch-Kwon [1993] havi gyakoriságú, becsült USA zérókupon idősorából számította az 1952-1991 időszakra.<sup>107</sup>

Az eredmények cseppet sem hízalgöök a várakozási hipotézisre nézve, hiszen a regressziók együtthatók pontbecslései egy – a hosszúnak aligha tekinthető 2 hónapos lejárat – kivételével negatív előjelűek, több esetben szignifikánsan negatívak, és lejárat növelésével abszolút értékük szisztematikusan növekedni látszik. Hasonló nagyságrendű negatív együtthatókat tartalmaz Shiller összefoglaló táblázata [1990. 656.o.] is, Campbell és Shiller [1991] pedig 8 (!) teljes oldalon közli a különféle számítások eredményeit, melyek közül különösen az 1.a és 1.b táblában tükröződő tendenciák csengenek egybe az imént látottakkal (Campbell-Shiller [1991. 8-9.o.].

helyén, tehát azt vélelmezik, hogy  $t=1$  időpontban  $n-1$  és  $n$  lejáratok között a hozamgörbe vízszintes. V.ö. Froot [1989, 289.o.]. A (3.18) egyébként (3.10.a)-ból némi átrendezés után közvetlenül adódik.

<sup>106</sup> Macaulay ma is érvényes meglátását idézi Shiller [1990, 657.o.], és Campbell [1995, 139.o.] is.

<sup>107</sup> A McCulloch által összeállított adatbázis az 1946M12:1987M2 időszakra megtalálható Shiller [1990] mellékletében McCulloch kommentárjával a Handbook of Monetary Economics I. kötet legvégén (672-715.o.).



Összességében az EHTS-t a hozamgörbe hosszú végén, rövidtávon bekövetkező változások tekintetében vizsgáló empirikus munkák egybehangzó megállapítása, hogy várakozási hipotézis a mozgások irányát (átlagosan) tévesen jelzi előre. Ez egyúttal azt is jelenti, hogy a kötvénypiac hosszabb szegmenseiben folyamatosan keletkeznek a taktikai-jellegű portfólió-reallokációt motiváló árfolyamnyereségek/veszteségek. E tény a hozamparitás-megközelítés kapcsán, a 4. fejezetben különös jelentőséget nyer majd.

A hosszú kamatok változásának a várakozási hipotézisen alapuló rövidtávú előrejelzésével kapcsolatban további fontos körülmény még, hogy az EHTS alapján várható változások csak a töredékét teszik ki hosszú kamatok tényleges ingadozásának.<sup>108</sup> E hiányosságot mentő érvek között Melino [1988] előkelő helyen sorolja fel, hogy az EHTS szigorúan véve semmi biztosat nem mond arról, hogy milyen pontossággal lehet előre jelezni a hosszú hozamok változását. Egyúttal lehetségesnek, sőt plauzibilisebbnek tartja azt az értelmezést, hogy inkább az új hírek (mai szóhasználat: sokkok) vezetnek kamatstruktúra újragondolására és a kockázat honorálására, mintsem a hozamgörbe rövid végéről érkező hatások (Melino [1988, 355-356.o.]). Utóbbit támasztja alá, és az imént említett volatilitási arány újabb felbukkanását is dokumentálja, hogy a szekvenciálisan összegzett rövid kamatok átlaga 1966 és 1977 között az USA-ban 50 bázispontos sávban szóródott, miközben a megfelelő hosszú hozamok 800 bázispontos sávban.<sup>109</sup>

Az EHTS-sel kapcsolatos gyakorlati tapasztalatokkal kapcsolatban fel kell hívni a figyelmet egy fontos eltérésre is: miközben az Egyesült Államok adataiból kiinduló vizsgálatok szinte kanonisztikus jelleggel vezetnek az elutasító álláspontra, addig az európai országok (különösen Németország) esetében más a helyzet. Boero és Torricelli [2002] az 1983 és 1994 decembere közti német hozamgörbe adatokat vizsgálva még a hosszú kamatok rövid távú előrejelzésénél sem tudták elutasítani az EHTS-t, amennyiben a mérési hibák korrigálására instrumentális változókat alkalmaztak. (Igaz az előrejelző ereje ezzel együtt igen csekélynek bizonyult.) Természetesnek tűnő intenciójuk szerint a kontraszt magyarázata az eltérő, nem (közbülső) kamatcél követő jegybankstratégia lehet.<sup>110</sup> Említésre érdemes továbbá, hogy az EU-tagországainak (az euró bevezetéséhez kapcsolódó konvergencia-kölcsönhatások kapcsán

<sup>108</sup> Figyelmet érdemel, hogy az arány (kb. 1/15) nagyon hasonlít a rövid kamatkülönbözet, illetve az UIP-ben általa magyarázni próbált deviza-árfolyamváltozás volatilitási arányára a havi horizonton.

<sup>109</sup> Melino Shiller [1979] eredményeit idézi fel. Utóbbi szerző a rövid kamatok átlagos összegét egyébként az „ex post racionális rátának” keresztelte el.



elvégezett) szimultán empirikus vizsgálatai immár egy nemzetközi dimenzióval is gyarapítják az EHTS irodalmát, pl. Holmes és Pentecost [1997].

A felmerülő dilemmák mellett a lehetséges feloldások tekintetében is sok hasonlóságot fedezhetünk fel az EHTS és az UIP irodalma között. Az EHTS gyenge rövid távú előrejelző képességét ugyanis a következő tényezőkkel szokás magyarázni: ad1) időben változó lejárat (kockázati prémium); ad2) a várakozásokat inkonzisztenssé módosító tényezők (peso-probléma, tanulási folyamat); ad3) a monetáris politikai beavatkozások hatásai; ad4) tisztán ökonometriai, a hipotézis tesztelése során felmerülő módszertani problémákkal kapcsolatos okok. Az UIP irodalmából számunkra már valamennyi megközelítés ismertnek tűnhet.

Az időben változó lejárat (term) prémium (lásd: 3.16!) lehetősége minden bizonnyal a legkézenfekvőbb feloldási kísérlet, hiszen likviditásról való lemondás használdozati költsége változékonyabb gazdasági környezetben emelkedhet. A legkorszerűbb ökonometriai módszereket sem nélkülöző empirikus vizsgálatok alá is támasztják e prémium létezését, azonban általánosnak mondható álláspont, hogy a prémium önmagában aligha tehető felelőssé az anomáliák egészért. A rövid kamatok rövidtávú változásait hosszú USA idősoron vizsgálva Tzavalis és Wickens [1998] azt találták, hogy a sokkok („news”) határozottan fontosabb szerepet töltenek be a kamatmozgások értelmezésében, mint az időben változó stacioner kockázati prémium. Harris [2001] a (szintén USA-beli) hosszú hozamokat – a kockázati prémium és a spread közti korrelációnak a regressziós eredményeket lefelé torzító hatásait kiszűrő módszerekkel – vizsgálva mutatott rá: *„Bár az időben változó kockázati prémium részben felelőssé tehető, egymaga aligha magyarázhatja a várakozási hipotézis elvetését.”* (Harris [2001, 243.o.]. Az idézet és a korábbi megállapítások akár egy az UIP-vel foglalkozó cikkből származhatnának, az analógiák döbbenetesek.

Froot [1989] a piaci szereplők körében végzett kérdőíves felmérések során kinyilvánított várakozásokból származtatott adatokkal végzett tesztjei kapcsán jutott elsőként arra a következtetésre, hogy a jövőbeni hosszú hozamokat a szisztematikus várakozási hibák miatt nem lehet a spread alapján előre jelezni.<sup>111</sup> Bekart–Hodrick–Marshall [2001] a peso-problémát

<sup>110</sup> Maga az ECB is fontosnak, és egyben a transzparens monetáris politika fokmérőjének tartja, hogy a kamatdöntéseit a kötvénypiacok milyen precizitással árazzák be előre. V.ö.: ECB [2002].

<sup>111</sup> Miként Froot [1989, 287.o.] rámutatott, ha (3.17)-ben béta nem különbözik szignifikánsan nullától, akkor az még összeegyeztethető a racionális várakozásokkal, ha kis mintákat tanulási folyamat vagy „peso-problémák”



rezsimváltó modell segítségével interpretálva is elvetette az EHTS-t. Bár a modellt csekély mértékű (időben változó) lejáratú felárral kiegészítve (saját szóhasználatukkal) „drámai” javulást tudtak kimutatni, mégsem voltak képesek az USA hozamgörbéjének minden anomáliájával számot vetni.

A jegybanki lépéseknek az EHTS sérülésével kapcsolatos lehetséges összefüggése kapcsán az előző fejezetben már felmerült McCallum munkája [1994.b]. A FED rövid kamatok mozgásának kisimítását célzó politikáját Rudebusch [1995] is összefüggésbe hozza a várakozási hipotézis sérülésével. Az ő értelmezésében viszont a rövid kamatok, és így az azokra vonatkozó várakozások kézbentartásával hatékonyabb lehet a transzmisszió, mert a FED könnyebben képes hatást gyakorolni a hozamgörbe hosszú végére.

A módszertani problémákkal kapcsolatos tanulmányok többnyire valamely „hagyományos” feloldási megközelítéssel kapcsolatosan tárgyalják a problémát. A „tisztá” megközelítések közül Bekaert-Hodrick-Marsall [1997] a kis mintákban a rövid kamatok extrém perzisztenciája miatt tetten érhető torzulásokra fókuszálnak. Különböző adatgeneráló folyamatokból (AR(1), VAR-GARCH) kiindulva Monte Carlo szimulációk segítségével illusztrálják, hogy ezek a torzulások hozzájárulnak az EHTS elutasításához. Bekaert és Hodrick [2001] a Wald, a Lagrange-multiplikátor (LM) és a Likelihood Ratio teszteket abból a szempontból hasonlítják össze, hogy azok mennyire hajlamosak a várakozási hipotézis elvetésére ugyanazokban a mintasokaságokban. Következtetésük szerint a leggyakrabban alkalmazott Wald-teszt hajlamos a leginkább a „túl szigorú” elutasításra, amely közvetve hozzájárulhat az EHTS-sel (és a szintén vizsgált UIP-vel) kapcsolatos elutasító álláspont elterjedtségéhez. Richardson [2001] hozzászólásában az ökonometria-elméleti háttér még alaposabb megvilágítása mellett az alkalmazott pénzügyi kutatások más területén korábban már kimutatott analóg jelenségekre is rámutat (ilyen volt, pl. portfóliók optimalitásának újszerű vizsgálata a 80-as évek elején).

Bár az eddigiek számos példán illusztrálták szembeötlő a hasonlóságot az EHTS és az UIP hipotézisekkel kapcsolatos gyakorlati anomáliák, és azok feloldási kísérletei között, sőt a Bekaert-Hodrick szerzőpáros a *„hozamgörbe, illetve a devizapiac várakozási hipotézise”* kifejezést alkalmazza [pl. 2001, 1357.o.], az irodalom – talán kijelenthetjük – tipikusan csak

---

torzítják. Froot egyébként arra a meglepő következtetésre is jutott, hogy a kinyilvánított várakozások az EHTS-sel konformak a hosszú hozamok rövidtávú előrejelzése során.



az analógiák felismeréséig „merészkedik” el.<sup>112</sup> A következő alfejezetben viszont azt a néhány munkát törekszem bemutatni, melyek a két hipotézist nem egyszerűen közös kontextusban, hanem egymással összekapcsolva vizsgálják (néhány esetben impliciten).

### 3.4. A várakozási hipotézisek (EHTS és UIP) integrált vizsgálatai

A hozamgörbében rejlő információk, és devizaárfolyam változásának integrált szemléletű vizsgálata már több részterületen is érdekes, sőt feltűnést keltő eredményekre vezetett. Akár az empirikus árfolyam-modellezés idevágó írásait, akár az árfolyampálya és a különböző lejáratú hozamok elméleti és gyakorlati kapcsolatát vizsgáló tanulmányokat nézzük, elmondhatjuk: figyelemre feltétlenül érdemes munkákról van szó.

Inci és Lu [2003] a hozamgörbék 1 hónapostól 5 éves lejáratig terjedő szakaszában rejlő információk segítségével készítettek kiterjesztett faktorelemzéssel olyan mintán belüli (3, ill. 5 faktoros) empirikus modelleket, melyben az USD/DEM és USD/GBP árfolyamok alapvető tulajdonságait (átlag, szórás) majdhogynem maradéktalanul leképezték. Az USD/GBP devizapárra az 1980M2 és 1998M12 közti vizsgált időszakra az egyik modell minden egyes hónapban a tényleges árfolyamváltozás irányával egybevágó mozgást produkál. A modell emellett a forward-rejtéllyel is számot képes vetni,<sup>113</sup> továbbá más szerzők hasonló korábbi modelljeivel ellentétben nem generál józanésszel értelmezhetetlen eredményeket.<sup>114</sup> Inci és Lu ezzel együtt arra a következtetésre jutnak, hogy bár a hozamgörbéből nyerhető faktorok nagyon fontosak, önmagukban nem tudnak magyarázatot adni az árfolyamok változásaira. Emellett a mintán kívüli előrejelzési képességet a Schwartz-kritérium alapján vizsgálva a véletlen bolyongásnál gyengébb eredmények adódtak, igaz a modellek jobban szerepeltek akár az UIP, akár Backus és társai [2001] maguk által legjobbnak ítélt (2 független faktoros) modellváltozata.<sup>115</sup>

<sup>112</sup> Feltűnő az is, hogy számos ismert és elismert szakember publikált írásokat mindkét hipotézissel kapcsolatban. Az előző oldalakon hivatkozott Froot, Bekaert és Hodrick mellett feltétlenül meg kell említeni Fama nevét is, aki az általam olvasott munkák referenciái szerint vagy feltűnően publikációt jelentetett meg az EHTS témakörében.

<sup>113</sup> A modell konzisztenciáját a forward-rejtéllyel (vagyis hogy képes-e negatív bétát adni az UIP-regresszióban) Fama [1984] kritériumai alapján mérték. Tehát a kockázati prémium és várható leértékelődés közti korreláció negativitásán, illetve azon, hogy a kockázati prémium volatilitása meghaladja-e a várható árfolyamváltozásét.

<sup>114</sup> Backus és társai [2001] modelljében, pl. akár 80%-os hosszú hozamok is létrejöhetnek a kockázat irreálisan magas piaci árának következményeként.

<sup>115</sup> A szerzők Inoue és Kilian [2003] ajánlásait követik, akik munkájukban arra a következtetésre [2003, 5-6.o.] jutnak, hogy a különféle, mintából becsült modellek előrejelző képességének összevetésére az információs kritériumok alkalmasabbak, mint a minta egy részén (az idősor végén) szimulált „mintán kívüli előrejelzések”.



Clarida és társai [2003] a mintán kívüli előrejelzések értékelésének hagyományosabb (MAE, RMSE) kritériumai szerint tudtak a véletlen bolyongásnál lényegesen (éves horizonton akár 70%-kal!) precízebb előrejelzéseket adni több fontos devizapárra az éven belüli horizontokon is. Ehhez ők is a hozamgörbékben (saját megfogalmazásukban: a forward-prémium időstruktúrájában) rejlő információkat, konkrétan: a spot és 4 különböző forward árfolyam között felírható független kointegráló vektorokat aknázták ki nemlineáris-modelljükben.<sup>116</sup>

Drakos [2003] azt vizsgálja írásában, hogy a (devizapiaci) kockázati prémium alakulása független-e a lejáratától. Racionális várakozásokat feltételezve kétperiódusú esetre levezeti a várt (devizapiaci) kockázati prémiumok<sup>117</sup> és a két ország (hozamgörbében implikált) lejárat (term) prémiuma különbségének egyezőségét.<sup>118</sup> A kétperiódusú kockázati prémium két esetben lehet azonos a két rövid periódus átlagával: ha nincs lejárat (term) prémium egyik országban sem, vagy ha teljesen azonos mértékűek, és ezért „kiütik egymást”. Ezek alapján a felvetett kérdés ekvivalens azzal, hogy a két ország hozamai különbségeinek időbeli struktúrája konzisztens-e az EHTS-sel. Az USD, DEM, GBP és CAD különböző lejáratú (1, 3, 6 és 12 hónapos) európai (londoni) kamataiból kiinduló empirikus vizsgálatok eredményei deviza- és lejárat (term) páronként jelentősen különböznek, ám összességükben inkább arra utalnak, hogy a kockázati prémiumok időbeli struktúrája nem vízszintes. Drakos intenciója [2003, 65.o.] szerint nagyon is reális, hogy az aktorok mind a lejáratok, mind a pénznemek dimenziójában kockázatkerülők legyenek.

MacDonald és Marsh [1997] az abszolút vásárlóerő-paritás egyenletét – intenciójuk szerint Cassel szellemében – bővítették ki a hosszú kötvények hozamának különbségével, és az ennek megfelelően várt árfolyamváltozást tartalmazó taggal (i<sub>t</sub> a k-lejáratú kötvényhozamot jelöli):<sup>119</sup>

$$(3.19) \quad s_t = p_t - p_t^* - \gamma \cdot (i_t - i_t^* - \Delta s_{t+k}^e) + \xi_t$$

<sup>116</sup> A modellezett devizapárok: USD/FFR, USD/DEM, USD/JPY és USD/GBP. A forward lejáratok 4, 13, 26 és 52 hetesek. Az 1979. január és 1998. december közti heti adatokat tartalmazó teljes mintából az utolsó 3 évet tartották fenn a „mintán kívüli” előrejelzés számára. A modellparamétereket a szokásos, előregördülő módszerrel folyamatosan újrabecsülték. A modell Clarida és Taylor [1997] hasonló elven felépülő (szintén a forward-prémium időstruktúrájából kiinduló) lineáris modelljének a továbbfejlesztése.

<sup>117</sup> Racionális várakozások esetén ez az UIP-től való ex ante eltérésként definiálható.

<sup>118</sup> A 4. fejezetben a prémium hozam megközelítés bemutatása során ugyanezt a kapcsolatrendszert aknáztam ki, igaz kockázati és lejárat (term) prémium nélkül, viszont n periódusra általánosítva.

<sup>119</sup> Az alapgondolat az, hogy a hosszú lejáratú tőke mozgások téríthetők el rövidtávon az árfolyamot a PPP-től. A jelöléseknél (kivételesen) az eredeti, a szerzők által használt formánál maradtam, mert így egyszerűbb átlátni.



Az erre épített VAR-moddellel 3 kiemelkedően fontos relációt (USD/DEM, USD/GBP, USD/JPY) vizsgáltak előbb mintán belüli modellezés, majd mintán kívüli előrejelzés keretében. Utóbbi során a szokásosnál szigorúbb (ha úgy tetszik: korrektebb) módon jártak el, mivel az időszak első részéből (1974-1990) becsült paramétereket a mintán kívüli összehasonlításra fenntartott időszakban (1991-1992) már nem becsülték újra a folyamatosan megjelenő új információk alapján. A modell a véletlen bolyongásnál (relációtól függően) már 2-4 hónapos horizontoktól felfelé kisebb RMSE értéket adott, és akadt reláció (JPY), ahol a 12 hónapos horizonton a javulás közel 40% volt a véletlen bolyongáshoz képest. A szerzők emellett két unikális vizsgálatot is végrehajtottak: modelljük előrejelzéseit 150 professzionális piaci előrejelző becsléseivel is összevették, illetve a jó előjelek arányát is számba vették. Az eredmények mindkét tekintetben imponálóak: a modell összességében nézve valamennyi piaci előrejelzőnél jobb becsléseket adott, a jó előjelek aránya pedig az 1 hónapos horizont 50% körüli értékeitől viszonylag gyorsan emelkedik. Utóbbi vizsgálatok kapcsán figyelemre méltónak tartom, hogy miközben a JPY-relációban az arány monoton nő a 12 hónapos horizont a 96,3%-os(!) értékéig, addig a másik két viszonylatban az emelkedés csak az 5-6 hónapos horizontig (és 80-90%-os arányig) tart, a horizont további növelésével az arány már csökken. (V.ö. MacDonald-Marsh [2003, 662.o. 7. tábla]).

MacDonald [1999] egy Marsh-sal közös másik modelljük eredményeit is hivatkozva, illetve részben közli. Tripoláris, a dollár mellett a német márkát és a jent tartalmazó kointegrációs modelljüket 1983 és 1997 közti időszakra alkalmazva, az utolsó két évre végrehajtott „mintán kívüli” előrejelzés során DEM/USD relációban már 1, USD/JPY relációban pedig 3 hónaptól felfelé kisebb az RMSE, mint a véletlen bolyongásé. A jó előjelek aránya a 12 hónapos horizonton 88%, illetve 100% (JPY). Mindkét cikk egybehangzó következtetése, hogy a fundamentumokból kiindulva a véletlen bolyongásnál igenis adható már rövid (akár néhány hónapos) horizontokon is jobb előrejelzés. Én ehhez annyit tennék hozzá, hogy az igazán új elemet mindkét modellben – akárcsak majd nálam – a hosszú kötvényhozamok képezik.

Gourinchas és Tornell [2003] a forward-rejtélyt és a késleltetett túllendülés lehetőségét egységes keretben interpretáló munkájában a rövid kamatok innovációit szisztematikusan alulreagáló várakozások játszik a kulcsszerepet. A forward-rejtély magyarázatát a (rövid) kamatvárakozások alakulásának tanulási folyamat jellegében kereső megközelítés logikai menete a következő: 1) a restriktív jegybanki beavatkozás hatására a hazai kamatok a külföldihez képest emelkednek; 2) a hosszútávú egyensúlyi értékhez való visszatérést a



ténylegesnél gyorsabbnak vélő aktorok csak kis mértékben korrigálják várakozásaikat és az árfolyam is csupán kis mértékben erősödik; 3) a következő periódusban az általuk vártnál magasabb tényleges kamatszintet (a kamatsokk perzisztenciáját) érzékelve az aktorok felfelé korrigálják várakozásaikat („tanulási-hatás”); 4) a korábbi várakozásokat korrigáló tanulás fokozatos felértékelődés irányába hat, miközben a kezdeti kamatemelkedés és az UIP folytán egy leértékelődési nyomás is működik (a túllendülési modellekből jól ismert „kamat-hatás”); 5) a tényleges árfolyampálya a két hatás eredőjeként vezethető le. A Fama-regresszió negatív béta-együtthatója (ill. a késleltetett túllendülés) akkor következhet be, ha 1) a monetáris sokkok hatása tartós (pl. alacsony a pénzkereslet kamatrugalmassága); és 2) a kezdeti sokk észlelésének hibája nagy (de nem túl nagy!). Gourinchas és Tornell a G-7 országira vonatkozó megkérdezéssel kamatelőrejelzések adataiból kiindulva empirikusan is dokumentálják az alulreagálás tényét. Mindez *„felveti azt az érdekes lehetőséget, hogy az árfolyam meghatározódása és a hozamstruktúra konzisztensek”*. Gourinchas-Tornell [2003, 52.o.].

Beakert, Wei és Xing [2002] voltak az elsők, akik a két várakozási hipotézist (EHTS és UIP) integrált tesztekben vizsgálták. Alapvetésük, hogy bár a rövid, ill. hosszú távú UIP, valamint az EHTS három független hipotézis, közös tesztelésük során elég, ha kettőt vizsgálunk. Ők a rövid UIP és az EHTS összekapcsolásával oldják meg a fedezetlen paritás hosszú horizontú tesztelését.<sup>120</sup> A kiválasztás indokaként az adatokkal kapcsolatos restriktciók mellett intuíciónak is hangot adnak. Eszerint: *„Valószínűtlen, hogy a fedezetlen kamatparitástól való rövidtávú eltérések pontosan úgy ellensúlyozzák a várakozási hipotézistől való hosszú távú eltéréseket, hogy a fedezetlen paritás hosszú távon teljesüljön.”* Beakert-Wei-Xing [2002, l.o.]. A három, a jelen értekezésben is vizsgálatra kerülő relációt vették szemügyre: az USD/DEM, USD/GBP és DEM/GBP devizapárokat az 1972M1:1996M9 időszakra, zérókupon hozamokat alkalmazva. A véges mintával számot vető tesztstatistikák létrehozására Monte Carlo szimulációkat futtattak. A munka zárásaként a kamatok és az árfolyam véletlen bolyongását feltételező modellt is szemügyre vették kontroll jelleggel.

Beakert és társai VAR-vizsgálatának eredményei több tekintetben is ellentmondanak a korábbi tapasztalatoknak, illetve saját számításainak:

<sup>120</sup> Az EHTS-t a szerzők a két szokásos értelmezés közül a rövid kamatok hosszú távon várható változása tekintetében vizsgálják, melyet korábban a (3.10) szemléltetett. A másik, a hosszú hozamok rövidtávon várható változásával kapcsolatos értelmezéssel a megfelelő adatsorok hiányában nem foglalkoznak. (Az 1 periódus múlva érvényes n-1 periódusú hozamok hiánya okozhat gondokat, bár mint korábban már utaltam rá, bevett



- Egyrészt az EHTS-sel kapcsolatban valamennyi pénzem esetében elutasító eredmények adódtak, nem csak a dollárra. (A leginkább „hízелgő” eredmények még a font esetében adódtak.) Ezzel együtt a szerzők úgy vélik, hogy az EHTS széles körű sérülésének nincs különösebb hatása a bázisán megfogalmazott gazdaságpolitikai következtetésekre.
- A fedezetlen kamatparitás vizsgálatai vegyes, és szerzők értelmezésében inkább a relációtól, mintsem a vizsgálati horizonttól függő képet mutattak. A DEM/USD relációban sem rövid, sem hosszú távon nem lehetett 5%-kon elvetni a hipotézist, míg a DEM/GBP relációban mindkettőben el kellett. USD/GBP relációban az eredmények megosztottak. Bekaert és társai egyik legkeményebb következtetése, hogy: „...*a fedezetlen paritás esetében a horizont sztorija mítosznak látszik.*” (Bekaert és társai [2002. 12.o.]) A hipotézis elfogadása vagy elutasítása a vizsgált relációtól függ, sőt néhány esetben a hosszú távú paritás teszteredményei még gyengébbek is, mint a rövidé. Az eredményekkel leginkább konzisztens feloldást a szerzők a valutánként eltérő, időben változó kockázati prémiumban vélik felfedezni.
- A várható árfolyamváltozás rövidtávon sokkal változékonyabb, mint a kamatkülönbség, de hosszabb horizontokat szemlélve a volatilitás csökkenése intenzívebb az árfolyamváltozás, mint a szintén monoton csökkenő kamatkülönbség esetében. A prémium hozam (ER) (nem évesített!) volatilitása viszont az időben monoton növekszik, tehát nem rövid távú jelenség.
- A szimulációk révén korrigált statisztikákkal dolgozva az UIP-re nézve jóval kedvezőbb, de összességében még mindig inkább elutasító eredmények adódtak.
- A véletlen bolyongás modellje összességében csak minimális mértékben múlta felül a várakozási hipotézisekből származtatottakat.<sup>121</sup>

Az ellentmondásokat az első három pont tartalmazza. Mint korábban már jeleztem, számos tanulmány (pl. Boero-Torricelli [2002]) egybehangzó véleménye szerint az EHTS az európai országokra nézve inkább helytálló, mint az Egyesült Államok esetében. A valutánként eltérő, időben változó kockázati prémiummal (mint a lehetséges feloldással) ugyanakkor más empirikus eredmények, pl. a korábban már szintén hivatkozott Bams és társai [2003] hozhatók nehezen összhangba – a kockázati prémiummal kapcsolatban egyébként szokásos kritikák mellett.

gyakorlat azokat az 1 periódus múlva érvényes  $n$  periódusú hozamokat proxyzni, ha  $n$  elegendően nagy. A Bekaert és társai által is előtérbe helyezett 3/60 hónap kombináció pedig már ilyennek tekinthető.)

<sup>121</sup> Kivétel az EHTS Nagy Britanniában, melyre a véletlen bolyongásnál sokkal jobb eredmények adódtak.



A fedezetlen paritás hosszú horizontú vizsgálatai kapcsán jómagam elhamarkodottnak tartom Bekaert és társai értékelését a 3.1. alfejezetben prezentált empirikus tapasztalatok tükrében. Az ellentmondást az elemzett időszakok nem teljes egybeesése mellett talán azzal magyarázhatjuk, hogy a Bekaerték által vizsgált leghosszabb horizont az 5 éves. Ezen a horizonton pedig a saját számításaim szerint is inkább vegyes képet kapunk még, miközben a 7 és 10 éves horizontok eredményei számos tekintetben látványosan jobbak.

A prémium hozam (ER) volatilitásával kapcsolatos meglátások is korainak tűnnek, ha visszaidézzük a 3.13.-3.16. táblákat, melyek szerint az 5 éves horizont körül a variancia stabilizálódik, és a horizont további növelésével inkább már csökken (abszolút értékben is!).

Bekaert és társai munkájához képest a jelen dolgozat legfőbb eltérése, hogy én a rövidtávú UIP-t fogom a hosszú távú UIP és az EHTS összekapcsolásával (tehát szintén indirekt módon) vizsgálni mind elméletben, mind pedig empirikusan. Bekaerték intuíciójával szöges ellentétben ugyanis az én intuícióm (kérdéssé alakítva) a következőképpen hangzik:

Nem lehetséges-e, hogy a fedezetlen paritás hosszú távú érvényessége mellett, az EHTS-től való rövidtávú (akár sztochasztikus!) eltérések váltják ki – és a megfelelő kontextusban magyarázzák – a rövidtávú UIP-vel kapcsolatos anomáliákat? Meglátásom szerint igen, és a 4-5. fejezetekben fogom bemutatni az elméleti érvelést, illetve az empirikus alátámasztást.

Ezen ponton jött el az ideje, hogy szót ejtsek Heim Péter [1996] munkájáról, amely jelen fejezet egyetlen olyan hivatkozása (az ECB jelentések mellett), melyet még saját megközelitésem kialakítása előtt olvastam, és részleges ötletadás okán tisztességtelen volna megfedkezni róla. Heim [1996] ugyanis explicite (számpéldákon keresztül is) felhívta a figyelmet a fix kamatozású kötvények esetében realizálható (értékpapír-) árfolyamnyereségnek a nemzetközi befektetési motivációkban betöltött szerepére, sőt annak a várható árfolyamalakulás feltérképezése szempontjából meghatározó jelentőséget tulajdonított. Az már más kérdés, hogy mindezt lényegében formalizált tárgyalásmód, illetve a várakozási hipotézisek (UIP és EHTS) említése nélkül tette.

A legközelebbi rokonságot saját megközelitésemmel az előző alfejezetben már említett Alexius [2000], illetve annak modifikációjaként az Alexius-Sellin [2002] munkák mutatják. Alexius a hosszú lejáratú német és amerikai kötvényekbe történő rövidtávú befektetések



tartási periódusra eső hozamai alapján vizsgálta a hozamkülönbség és az árfolyamváltozás összefüggését. Az 1993M10 és 1998M11 közti heti gyakoriságú (csütörtöki) záró adatokat Dahlquist, Hördahl és Sellin [2000] számításaiból kölcsönözte.<sup>122</sup>

Alexius regressziós számításai szerint az  $[\alpha, \beta] = [0, 1]$  alaphipotézist a 10 hetesnél hosszabb horizontokon már nem lehet elvetni, és a 3-6 hónapos tartományban az árfolyamváltozás varianciájának mintegy  $\frac{1}{4}$ -e értelmeződik (Alexius, [2000, 7.o.]. Alexius a szövegben (6.o.) utal arra is, hogy hibatagok autokorreláltak, amin – teszem hozzá – az átfedő megfigyelések miatt nincs is miért csodálkozni. Az eredmények azonban így is figyelmet érdemlőek, és hallatlan mértékű kontrasztot testesítenek meg UIP tesztjeinek szokásos kimeneteihez képest. Kérdés, mely elméleti érvekkel lehet a tapasztaltakat értelmezni?

Vegyük észre, hogy a regressziós vizsgálatok magyarázó változója (a tartási periódusra jutó hozamok különbsége:  $r - r^*$ ) valójában nem más, mint az ex ante ismert, adott kockázati profilhoz tartozó hozamoknak az eltérése ( $i - i^*$ ), korrigálva a kötvényeken az adott időszak alatt képződött árfolyamnyereségek/veszteségek különbségével ( $g - g^*$ ):

$$(3.20) \quad r - r^* = (i - i^*) + (g - g^*)$$

A jobb oldali kifejezés lényegében megegyezik azzal, amit később a teljes hozamok ex post paritásaként fogok definiálni. Amellett azonban, hogy Alexius az iménti szétválasztást sem teszi meg, van egy sokkal lényegesebb különbség. Bár Alexius a „*hosszú kötvényekbe történő rövidtávú befektetések fedezetlen paritásáról*” ír munkája címében is, ő továbbra is az UIP-nél szokásos, ex ante értelmezésben gondolkodik. A 3.2. alfejezetben közölt interpretációjából ez világosan kiderül, és 3.6. ábránkban a pontozott peremű nyilak is ezt a kapcsolatot szemléltetik  $t=0$  időpontban. Alexius [2000] ugyanis az ex ante UIP-t módosítja annyiban, hogy mind a hosszú, mind a rövid hozamokat sztochasztikus változóként kezeli, és – legalábbis explicit állítása szerint – *valamennyi* befektetési formára vélelmezi a várható hozamok kiegyenlítődését, melyet a következőképpen ír fel:

<sup>122</sup> Dahlquist és társai a kötvénypiaci volatilitás nemzetközi tovagyrűzésének vizsgálatához – írásukban a Svéd Jegybank gyűjtéséből származó „európai piacinak” hivatkozott, ám ennél precízebben meg nem adott piaci adatokból (V.ö.: Dahlquist és társai [1990, 110. és 113.o.) kiindulva – Svensson módszerével származtattak 10 éves, illetve 10 év mínusz 1 hetes zérókupon hozamokat a dollár, márkára és a svéd koronára. Előbbi kettőt vette alapul Alexius a maga számításai során.



$$(3.21) \quad E_0(\ln s_1) - \ln s_0 = E_0(i_{(0,1)}^S - i_{(0,1)}^{S*}) = E_0(i_{(0,1)}^L - i_{(0,1)}^{L*})$$

Saját szokásos jelöléseimtől (mivel azokkal Alexius elképzelése egyszerűen jelölhetetlen...) most annyiban el kell térnem, hogy – hozzá hasonlóan – a jobb felső indexben szerepeltetett S és L utal a rövid és hosszú kamatozó befektetésekre. Előbbiek sztochasztikus értelmezésének létjogosultságát alátámasztandó, Alexius (szintén a svéd jegybank közelebből meg nem adott adatai alapján) kiszámolja az ismétlődő overnight (O/N) lekötések adott időszakra jutó hozamát is, melyre a regressziók negatív, de a szokásosnál némileg kisebb abszolút értékű bétákat adtak.

A (3.21) képlet azonban, (akár az eredetiben!) egész egyszerűen hibás: a jobb oldal első tagjaként ugyanis  $m$  számú  $0 < m < 1$  horizontnak kellene szerepelnie, a második tagtól kezdődően várható értékben. E formai „malőr” mellett azonban még komolyabb problémák is megfogalmazhatók. Kockázatsemleges befektetőket feltételezve ugyanis a rövid és hosszú befektetések várható hozamának ugyanazon pénznemben is meg kell egyeznie:  $E_0(i^S - i^L) = 0$ . (3.21)-ben így a várható árfolyamváltozás mellett már csak egyetlen hozamkülönbség marad a jobboldalon, melynek azonban egyenlőnek kell lennie a pontosan 1 periódus lejáratú,  $t=0$  időpontban determinisztikusan ismert hozamkülönbséggel is. Végül tehát az UIP megszokott képletét kapjuk, azaz Alexius gondolatmenete önellentmondásos.

Az ellentmondásokat valószínűleg Alexius is érzékelhette, hiszen Sellinnel közös [2002] munkájukban már a makro-megközelítést eleve mellőzve, egy sztochasztikus diszkontfaktor segítségével igyekeznek a vizsgált periódustól eltérő (annál rövidebb vagy hosszabb) lejáratú kamatozó befektetések vizsgált időszaki várható hozama és ugyanezen időszak árfolyamváltozása<sup>123</sup> közötti kapcsolatot felírni kockázatkerülő, de racionális befektetők esetére. Ez azonban csak úgy sikerül, hogy feltételezniük kell: létezik egy olyan diszkontfaktor, melynek az ex ante kockázati prémiummal való kovarianciája minden időpontra konstans. Majd ezt a kovarianciát vezetik be, mint lehetséges (konstans) kockázati prémiumot. Mivel azonban egy a feltevéseknek megfelelő sztochasztikus diszkontfaktor létezése egyáltalán nem triviális, sőt a józan intuícióval határozottan ellenkezik, így illene annak egzisztenciáját bizonyítani is.

<sup>123</sup> Bár Alexius és Sellin (5) sorszámu egyenletükben [2002, 8.o.] ex post értékeket szerepeltetnek, a rákövetkező bekezdésben kifejezetten várható hozamokról beszélnek, és egész gondolatmenetükkel is csak ez konzisztens.



Az új elméleti értelmezéssel kapcsolatos kísérlet magyarázatát maguk a szerzők szolgáltatják: „A standard megközelítések nem valószínű hogy képesek megmagyarázni, miért egyezne meg a hosszú kötvényekbe történő rövidtávú befektetések várható hozama, miközben a megfelelő rövid kamatokra erősen negatív béta együttthatók adódnak.”<sup>124</sup> Én ehhez hozzátenném, hogy utóbbival kapcsolatban bizony a szerzőpáros megközelítése sem ad semmiféle választ. Hacsak nem Alexius korábbi írásával analóg konklúziójukat vélik e válasznak: „...önmagában a vizsgált eszközök lejáratának, és nem a befektetési horizontnak az eltérése lehet felelős az (empirikus S.Z.) eredményekért.” (Alexius-Sellin, [2002, 17.o.] és sarokköve

Utóbbi sejtés – véleményem szerint – gyenge lábakon áll. Az UIP szokásos tesztjei ugyanis még néhány (2-3) éves horizontokon is tipikusan inkább negatív eredményekre vezetnek (lásd 3.1 alfejezet!), és nem világos az sem, hogy mi okozza a szerzők által bemutatott regressziókban a vizsgálati periódus növelésével párhuzamos tendenciózus javulást. Saját megközelitésem alapvetése is szöges ellentétben áll a leírtakkal, hiszen a hozamparitás elméletének a vizsgált periódusnál (markánsan) hosszabb befektetői horizont az alappillére. Alexius és Sellin fontos hozzájárulása, hogy rámutattak a hosszú kötvénypozíciók relatív hozama és a devizaárfolyam változása közötti együttmozgásra.<sup>125</sup> Ennek elméletileg konzisztens értelmezésével azonban véleményem szerint adósok maradtak.

Zárásként fontosnak érzem pontról pontra összegezni, hogy a magam vizsgálatai miben térnek el Alexius és Sellin [2002], vagy akár Alexius [2000] munkájától. Először az elméleti megközelítéssel kapcsolatos különbségeket, majd az adatokhoz és empirikus vizsgálatokhoz kötődő eltéréseket sorolom fel:

Alexius-Sellin:

1. Az eszközök „hosszúsága” (futamideje) közti eltérést hangsúlyozzák, de nem adnak feloldást a vizsgált periódussal azonos eredeti lejáratú hozamokra fennálló forward-rejtélyre.
2. A kötvényeken képződő árfolyamnyereségeket csak periférikusan, a devizatranzakciókkal való kapcsolatukat pedig egyetlen mondattal sem említik meg.

<sup>124</sup> Alexius-Sellin [2002, 15.o.]

<sup>125</sup> Bár őszintén szólva számomra az is rejtély, hogy miért nem szerepel egyik írásban sem egyetlen olyan ábra, mely a feltűnő együttmozgást vizuálisan is szemléltetné!



3. „Sztokhasztikus diszkontfaktor” segítségével vezetnek be egy sajátos ex ante kockázati prémiumot.

Schepp:

1. A befektetői horizont hosszúságából kiindulva az EHTS és az UIP ex post sérülése közti összefüggést hangsúlyozom.
2. A kötvények árfolyamnyereségének realizálása a megközelítés sarokköve.
3. Kockázatközömbös befektetőket vélelmezek, így se kockázati prémium az árfolyamra, se lejárat (term) prémium a kötvényekre nincs. (Viszont ab ovo kizárva sincs e lehetőség sem.)

Alexius-Sellin:

1. Az adatok gyakorlatilag nem ellenőrizhetők, még Dahlquist és társai [2000] hivatkozott írásán keresztül sem.
2. Egyetlen reláció (DEM/USD) 5 éves időszakát vizsgálják (1993M9:1998M10).
3. Egyetlen ábrát sem közölnek az idősorokról, és egyetlen mondattal sem jelzik, hogy a (relatív) kötvényhozamok és az árfolyamváltozás volatilitása mennyire hasonló.
4. Kizárólag regressziókat számolnak.

Schepp:

1. A felhasznált adatok on-line letölthetők, és bárki által könnyen ellenőrizhetőek.
2. Három relációt vizsgálók bő 30, ill. szűk 25 éves időszakra az Alexius-Sellinhez hasonló szinkron vizsgálatok esetében (5.1. alfejezet).
3. Jelen dolgozat empirikus részében 18 ábra és 62 táblázat szerepel.
4. A regressziók mellett prezentálok még: outlier regressziókat, RMSE-MAE egybevetéseket a véletlen bolyongással, jó előjelek arányait, implikált hozamokat és Granger-teszteket is.

Az 5.2. alfejezetben pedig hozamparitás megközelítésem alapján 1 napos horizontú árfolyam-előrejelzéseket fogok tüzetesen elemezni. Utóbbi a hivatkozott szerzőknél szóba sem jöhet.



#### 4. A hozamparitás megközelítés

Ebben a részben a forward-rejtély értelmezésére új, a befektetői szempontokat hangsúlyozó, tehát mikro-szemléletű, egyúttal az ismert megközelítésekénél jóval egyszerűbb magyarázatot ajánlok. A devizapiac és a hozamgörbe várakozási hipotéziseit (UIP és EHTS) integráló, azok ex ante érvényességét valamennyi horizontra vélelmező megközelítésben a rövid távú árfolyampályát a hosszú kötvénybefektetések adott időszaki hozamváltozásaival, más szavakkal: az azokon képződő, nem várt értékpapír-árfolyamnyereségekkel hozom összefüggésbe. A kötvényjövedelmek és a devizaárfolyam ex post kapcsolatában a teljes (fedezetlen) hozamok ex post paritását fogom definiálni.

Miközben Bekaert és társai [2002] a hozamgörbében hosszú távon bekövetkező változásokat vizsgálták, addig én a rövidtávon bekövetkező eseményekre koncentrálok a logikai sorrend felcserélésével: megközelítésemben az UIP hosszú távú érvényessége mellett a hozamgörbét érő sokkok (az EHTS-től való utólagos – akár sztochasztikus – eltérések) okozhatják a rövid távú UIP-vel kapcsolatos anomáliákat. Racionális és kockázat-semleges nemzetközi befektetőket, és így a várakozási hipotézisek (UIP és EHTS) ex ante érvényességét feltételező modellemben rámutatok, hogy amennyiben a befektetői horizont markánsan meghaladja az UIP tesztjeiben általában szokásos néhány hónapot, akkor az EHTS ex post sérülései a rövidtávú devizaárfolyam-pálya meghatározatlanságát eredményezik. A pálya két lehetséges sarokmegoldását a rövid UIP ex post teljesülése, illetve az általam bevezetett hozamparitás képezik. A hozamparitás értékét úgy kaphatjuk meg, ha az adott periódusra jutó ex ante ismert kamatkülönbözetet korrigáljuk a befektetői horizonttal azonos lejáratú bel- és külföldi diszkontkötvényeken adott időszak alatt képződött (nem várt) elméleti árfolyamnyereségek eltéréseivel. A hozamparitás érvényesülése annál valószínűbb, minél stabilabbak a hosszú távú várakozások, és minél precízebben írja le hosszú horizonton az árfolyamok alakulását az UIP.

A fejezet négy részre tagolódik: az első az alapvetéseket tartalmazza, a második a rövidtávú árfolyamdinamikát elemzi, a harmadik pedig arra a sarkaltos kérdésre keresi a választ, hogy miért valószínűbb a spot, mint a hosszú távon várt árfolyam alkalmazkodása. Az utolsó részben megközelítesemnek a korábban ismertetett kisméretű makro-modellekkel való kapcsolatát igyekszem megvilágítani.



Még a hozamparitás-megközelítés bemutatása előtt fontos tisztázni, hogy mire alkalmas, és mire nem. A modell viszonylag egyszerű *magyarázattal* szolgál arra az esetre, ha a fedezetlen paritás rövidtávon *ex ante* teljesül, és az *ex post* tesztek mégis ellene szólnak. Minthogy azonban a megközelítés a kötvény- és devizapiacokat érő sokkok kapcsolatára épül, így *előrejelzésre nem alkalmazható*, ha csak nem feltételezünk a piaci frikciók folytán némi időbeli csúszást. Ez utóbbi kérdésre azonban csak az empirikus vizsgálatok során, az 5.2 fejezetben térek majd vissza.

#### 4.1. Modellfeltevések

A szokásos feltevések (rugalmas devizaárfolyam, korlátok nélküli nemzetközi tőkemobilitás, a hazai és külföldi befektetési lehetőségek homogenitása, valamint kockázat-semleges és racionális befektetők) mellett egyetlen lényeges ponton élek új feltevessel: a nemzetközi befektetők nem csupán az adott periódus hozamával törődnek, tőkéjüket annál markánsan hosszabb horizonton igyekeznek hozammaximáló elvenallokálni. Vagyis az első periódus végére akkumulált tőkét újra befektetik, az nem kerül végső felhasználásra. Bár a *feltevés*em új, de valójában *nem addicionális*. Az irodalomban megszokott empirikus vizsgálatokban ugyanis implicite benne foglaltatik az a feltevés, hogy a befektetők éppen a vizsgált periódus hosszával megegyező horizonttal rendelkeznek. Logikailag ez a jelen megközelítésnek csupán egyetlen, igen speciális, és meglehetősen valószínűtlen esete.<sup>126</sup>

A befektetői horizont hatását diszkrét időben elemezem. Abból indulok ki, hogy a befektetői horizont „*n*” egész számú periódusból áll. Egy periódus hossza nem szükségszerűen 1 év, az lehet 1 hónap, 1 negyedév, stb. Ebből adódóan „*n*” a periódus hosszának megfelelően eltérő értékeket is felvehet, de tipikusnak az 1-től akár 10 évig terjedő horizont tekinthető (pénzpiaci-, ill. kötvényportfóliók). A megközelítés elméleti tárgyalása során a befektetési horizont pontos hosszúságának nincs jelentősége (de  $n > 1$  persze kikötés). A futamidő közbeni kamatfizetéssel kapcsolatos problémák megkerülése érdekében felteszem, hogy befektetők a diszkontkötvények teljes lejáratú palettáján investálnak, és hogy a papírok minden lejáratra rendelkezésre állnak. A könnyebb szemléltetés érdekében az elméleti részben folytonos kamatozást vételezlek, de az empirikus tesztekben ez minden további nélkül helyettesíthető a szokásos módszerrel (éven belül egyszerű, azon túl kamatos kamat).

<sup>126</sup> Az irodalomban léteznek ugyan a reprezentatív aktorok végtelen horizontját feltételező elméleti modellek is (pl. Lucas [1982]), ezeket azonban a kockázati prémium levezetésére és értelmezésére szokták felhasználni.



Az ex ante mindvégig érvényesnek tekintett fedezetlen paritást  $t=0$  időpontban 1, illetve  $n$  periódusra felírva:

$$(4.1) \quad E_0(s_1) = s_0 \cdot e^{(i_{(0,1)} - \tilde{i}_{(0,1)})}$$

$$(4.2) \quad E_0(s_n) = s_0 \cdot e^{(i_{(0,n)} - \tilde{i}_{(0,n)}) \cdot n}$$

A jelölések összhangban állnak a korábbiakkal, így a várakozásokat  $E$  jelzi, alsó indexben azok időpontjával. Az árfolyamot, illetve a kamatokat a szokásos módon  $s$ , illetve  $i$  és  $i^*$  (külföld). A kamatok (ex ante ismert hozamok) jobb alsó, zárójeles indexében a hozamgörbéből a megfelelő kamatot beazonosító időszak kezdetét és végét jelöljük.  $(0,1)$  pl. egy ma kezdődő, és egy periódus múlva befejeződő befektetés – 1 periódusra eső – kamatát jelzi. Azaz ha a periódus 1 év, akkor a szokásos éves szintre számított kamatlábakról van szó, míg ha a periódus például 1 hónap, akkor havi szinten mérünk minden kamatlábat.

1 periódus elteltével,  $t=1$ -ben ugyanakkor ex ante ismét érvényes a fedezetlen paritás, vagyis:

$$(4.3) \quad E_1(s_n) = s_1 \cdot e^{(i_{(1,n)} - \tilde{i}_{(1,n)}) \cdot (n-1)}$$

Mivel az  $n$  periódusú befektetés a hozamgörbe várakozási hipotézise szerint (lejáratí prémium hiányában) ekvivalens egy 1 periódusú és egy azt követő  $n-1$  periódusú, ma ismert feltételekkel történő kamatozó befektetés kombinációjával, ezért (4.1) a következő alakba írható át:

$$(4.4) \quad E_0(s_n) = s_0 \cdot e^{(i_{(0,1)} - \tilde{i}_{(0,1)})} \cdot e^{(i_{(1,n)}^F - \tilde{i}_{(1,n)}^F) \cdot (n-1)}$$

A jobb felső indexben szereplő  $F$  utal a forward kamatokra. Így, pl.  $i_{(1,n)}^F$  az 1 periódus múlva induló  $n-1$  periódusú, ma ismert feltételekkel történő kamatozó befektetés 1 periódusra jutó hozama. A várakozási hipotézis szerint ez egyben a  $t=0$ -ban  $t=1$ -re várt  $n-1$  periódusú hozam.

A (4.1.)-ben szereplő fedezetlen paritás analóg átfogalmazásával, és logaritmusban felírva:<sup>127</sup>

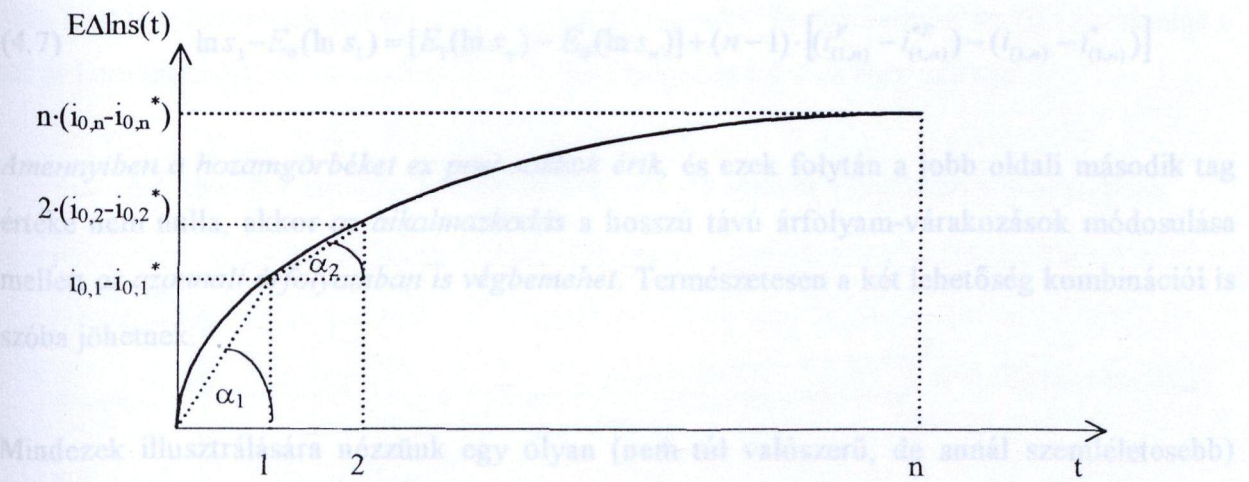
$$(4.5) \quad E_0(\ln s_1) - \ln s_0 = n \cdot (i_{(0,n)} - i_{(0,n)}^*) - (n-1) \cdot (i_{(1,n)}^F - i_{(1,n)}^{*F})$$

<sup>127</sup> A képletben  $E_0(\ln s_1)$  a ma egy periódussal későbbre várt árfolyam logaritmusát jelöli.



A továbbiak szemléltetésére célszerű, ha ábrában is vázoljuk a várt árfolyampályát, amit a két ország kockázatmentes, a teljes futamidőre jutó hozamok időbeli struktúráját ábrázoló görbéjének különbségeként kaphatunk.

4.1. ábra: A hozamgörbék és a várt árfolyampályá kapcsolata.



Az 4.1. ábrában azt a valóságban gyakoribb esetet ábrázoltuk, amikor a tőkepiaci hozamok különbségének (évesített értéke) kisebb, mint a pénzpiaci. Emellett pozitív kamatkülönbözetből, tehát magasabb hazai nominális hozamokból indultunk ki. A rövid (1 periódusnyi) kamatkülönbség első periódus alatt várt módosulása az ábrában  $\text{tg } \alpha_2 - \text{tg } \alpha_1$ .

Lényeges rögzíteni, hogy feltevéseinkből kiindulva  $t=0$ -ban a várt árfolyampályá a fedezetlen paritást és a várakozási hipotézist kombinálva is egyértelmű.

Más a helyzet azonban a tényleges árfolyamváltozással kapcsolatban.

### 4.2. A rövidtávú tényleges árfolyampályá meghatározatlansága

Amennyiben a hozamgörbét ex post, 1 periódus leteltével sokk éri (vagyis a hozamgörbe a korábbi alakjában implikálttól eltérően módosul), akkor az első periódus tényleges árfolyamváltozása az első periódusra jutó kamatkülönbözettől még akkor is jelentősen különbözhet, ha a fedezetlen paritás és a hozamgörbe várakozási hipotézise ex ante,  $t=1$ -ben továbbra is érvényesül. Ennek belátásához vegyük figyelembe a következőket:



$$(4.6.a) \quad E_0(\ln s_n) = E_0(\ln s_1) + (n-1) \cdot (i_{(1,n)}^F - i_{(1,n)}^{*F})$$

$$(4.6.b) \quad E_1(\ln s_n) = \ln s_1 + (n-1) \cdot (i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*)$$

Egymásból kivonva és átrendezve:

$$(4.7) \quad \ln s_1 - E_0(\ln s_1) = [E_1(\ln s_n) - E_0(\ln s_n)] + (n-1) \cdot [(i_{(1,n)}^F - i_{(1,n)}^{*F}) - (i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*)]$$

Amennyiben a hozamgörbét *ex post* sokkok érik, és ezek folytán a jobb oldali második tag értéke nem nulla, akkor az alkalmazkodás a hosszú távú árfolyam-várakozások módosulása mellett az azonnali árfolyamban is végbemehet. Természetesen a két lehetőség kombinációi is szóba jöhetnek.

Mindezek illusztrálására nézzünk egy olyan (nem túl valószínű, de annál szemléletesebb) példát, amikor a várakozási hipotézis (az egyszerűség kedvéért csak belföldön) a második periódusra, tehát a  $t=1$  és  $t=2$  közti rövid kamat tekintetében sérül, az összes többi 1 periódusnyi rövid forward kamat változatlan marad. Ennek megfelelően  $t=0$ -ra, illetve  $t=1$ -re a következők írhatók fel:<sup>128</sup>

$$(4.8.a) \quad (n-1) \cdot (i_{(1,n)}^F - i_{(1,n)}^{*F}) = (i_{(1,2)}^F - i_{(1,2)}^{*F}) + (n-2) \cdot (i_{(2,n)}^F - i_{(2,n)}^{*F})$$

$$(4.8.b) \quad (n-1) \cdot (i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*) = (i_{(1,2)} - i_{(1,2)}^*) + (n-2) \cdot (i_{(2,n)}^F - i_{(2,n)}^{*F})$$

A kettőt egymásból kivonva világossá válik, hogy a  $t=1$  és  $t=n$  közti  $n-1$  periódusra vonatkozó hosszú kamat is módosult, bár szerényebb mértékben, mint a második periódus rövid kamata:

$$(4.9) \quad (n-1) \cdot [(i_{(1,n)}^F - i_{(1,n)}^{*F}) - (i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*)] = (i_{(1,2)}^F - i_{(1,2)}^{*F}) - (i_{(1,2)} - i_{(1,2)}^*)$$

Visszahelyettesítve (4.7)-be:

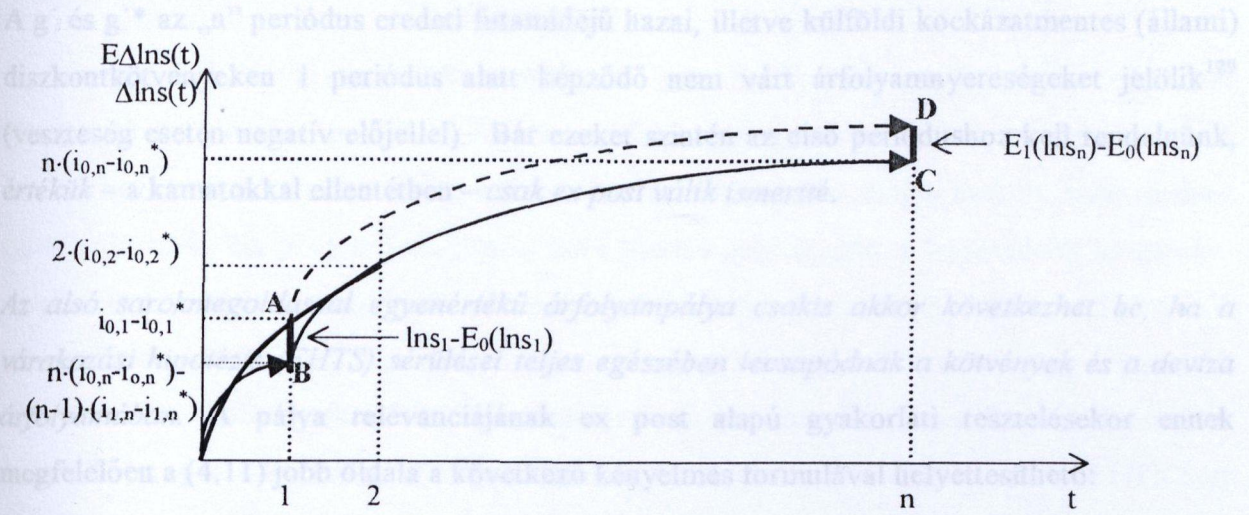
$$(4.10) \quad \ln s_1 - E_0(\ln s_1) = [E_1(\ln s_n) - E_0(\ln s_n)] + [(i_{(1,2)}^F - i_{(1,2)}^{*F}) - (i_{(1,2)} - i_{(1,2)}^*)]$$

<sup>128</sup> Mivel a  $t=2$ -től  $t=n$ -ig tartó rövid forwardok változatlanságát feltételezzük, ezért a jelölésükben sem tettünk különbséget. Egyéb esetekben természetesen a jegyzés időpontját is jelezni kellene.



Korábbiakat folytatva tételezzünk fel egy olyan esetet, amikor a második periódus rövid kamatkülönbözete nagyobb a korábban vártnál (a jobb oldal második tagja negatív). Ebben az esetben vagy a hosszú távon várt árfolyam emelkedik a megfelelő mértékben – és így az első periódusra ex post is teljesül a fedezetlen paritás –, vagy a hosszú távon várt árfolyam változatlansága esetén az első periódus tényleges leértékelődése lesz kisebb, mint a  $t=0$ -ban várt, vagyis a fedezetlen paritás ex post nem érvényesül. Természetesen az alkalmazkodás a két út kombinációjaként is végbemehet. A lehetőségeket a 4.2-es ábra mutatja!

4.2. ábra: A 2. periódus hozamának nem várt változása és a lehetséges árfolyampályák



A 4.2. ábrán az origóból ( $t=0$ ) induló folytonos vonal jelzi az eredeti kamatkondícióknak (és a fedezetlen paritás hipotézisének) megfelelően várt árfolyampályát. A hozamgörbe várakozási hipotézisével összhangban ez  $t=1$ -ben  $i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*$  értéket vesz fel („A” pont). Ha azonban az első periódusban a rövid kamatkülönbözete tényleges változása eltér a várttól (esetünkben, pl. csökkenése kisebb a vártnál), akkor a fedezetlen paritás és a várakozási hipotézis  $t=1$ -beli ex ante érvényesülésével gyakorlatilag végtelen sok különböző devizaárfolyam konzisztens. Ezeket a tényleges, és az eredeti egy periódusnyi kamatkülönbözethez megfelelően várt árfolyam lehetséges eltéréseit jelző, vastagított szakasz  $[\ln s_1 - E_0(\ln s_1)]$  tartalmazza „A” és „B” pontok között. A  $t=1$  és  $t=n$  közt lehetséges várt árfolyampályák szélső eseteit pedig a  $t=2$ -től egymással párhuzamos szaggatott („D” pontba tartó), illetve folytonos („C”-be tartó) vonalak mutatják. Ha az alkalmazkodás teljes egészében az azonnali árfolyamra hárul, akkor ez utóbbi  $t=2$ -től teljesen egybeesik az eredetileg várt árfolyampályával. Az árfolyamnak ekkor a nyíllal végződő görbéhez hasonló pályán haladva kell eljutnia  $t=1$ -be. A tényleges leértékelődés mértéke így alatta marad az első periódus rövid kamatkülönbözete által kijelöltnek.



A  $[\ln s_1 - E_0(\ln s_1)]$  szakasz két végpontja az első periódus árfolyampályájának két sarokmegoldása. A felső végpont („A”) az ex ante kamatparitás mellett az ex post UIP-nak is megfelel. Az alsó végpont („B”) ugyanakkor a teljes hozamok ex post paritásának felel meg. Utóbbi árfolyampályát az EHTS sokkjai hatására a bel- és külföldi (diszkont)kötvényeken képződő árfolyamnyereségekkel hozhatjuk összefüggésbe. Akár úgy is fogalmazhatunk, hogy *az alsó pályán haladva a teljes (kötvény)hozamok ex post paritása érvényesül:*

$$(4.11) \quad \ln s_1 - \ln s_0 = (i_{(0,1)} + \dot{g}_{(0,1)}) - (i_{(0,1)}^* + \dot{g}_{(0,1)}^*)$$

A  $\dot{g}$  és  $\dot{g}^*$  az „n” periódus eredeti futamidejű hazai, illetve külföldi kockázatmentes (állami) diszkontkötvényeken 1 periódus alatt képződő nem várt árfolyamnyereségeket jelölik<sup>129</sup> (veszteség esetén negatív előjellel). Bár ezeket szintén az első periódushoz kell rendelnünk, értékük – a kamatokkal ellentétben – csak ex post válik ismertté.

Az alsó sarokmegoldással egyenértékű árfolyampálya csakis akkor következhet be, ha a várakozási hipotézis (EHTS) sérülései teljes egészében lecsapódnak a kötvények és a deviza árfolyamában. A pálya relevanciájának ex post alapú gyakorlati tesztelésekor ennek megfelelően a (4.11) jobb oldala a következő kényelmes formulával helyettesíthető:

$$(4.12) \quad (i_{(0,1)} + \dot{g}_{(0,1)}) - (i_{(0,1)}^* + \dot{g}_{(0,1)}^*) = n \cdot (i_{(0,n)} - i_{(0,n)}^*) - (n-1) \cdot (i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*)$$

A kulcskérdés persze, hogy mi indokolná a spot árfolyamban végbemenő alkalmazkodást? Mielőtt e döntő fontosságú kérdés megválaszolására rátérnék, először érzékeltetni szeretném, hogy a hozamgörbét érő csekély sokkok is elegendőek lehetnek a rövid kamatkülönbség által kijelölttel ellentétes irányú árfolyammozgások létrejöttéhez, ha az árfolyam a hozamparitás szerinti pályán halad. Az ellentétes előjel létrejöttéhez szükséges feltétel esetünkben könnyen meghatározható.

A küszöbérték kiszámításhoz vegyük figyelembe, hogy  $E_0(\ln s_n) = E_1(\ln s_n)$ , így  $\ln s_1 < \ln s_0$  létrejöttéhez  $E_0(\ln s_1) = \ln s_0 + (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*)$  miatt a (4.10) alapján a következőre van szükség:

<sup>129</sup> Mivel diszkontkötvényeket vizsgálunk, így – a belföld példáját szemlélve – az előre ismert kamatkomponens ( $i_{(0,1)}$ ) is árfolyamnyereségként jelenik meg a gyakorlatban. A (4.11) jobboldalán szereplő  $\dot{g}$  kizárólag a sokkok hatására fellépő, nem várt komponens jelölésére szolgál. Utóbbi a valóságban persze sokkal jelentősebb.



$$(4.13) \quad (i_{(1,2)} - i_{(1,2)}^*) - (i_{(1,2)}^F - i_{(1,2)}^{*F}) > (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*)$$

Vagyis a  $t=1$ -től  $t=2$ -ig tartó periódus várton felüli kamatkülönbözetének nagyobbak kell lennie az első periódus kamatkülönbözeténél.

Talán érdemes egy konkrét (az eurót és a dollárt időző) példával is illusztrálni a fentieket. Induljunk ki, pl. 3 hónapos periódusból, és legyenek a rövid kamatok  $i_{(0,1)}=0,5\%/negyedév$  ( $2\%/év$ ), illetve  $i_{(0,1)}^*=0,25\%/negyedév$  ( $1\%/év$ ). A második periódus várton felüli kamatkülönbözetének tehát negyedévre vetítve  $0,25\%$ -nak kell lennie (évesítve  $1\%$ ).

A hozamgörbék rövid végén koncentrálódó innovációk tehát csak extrém esetekben okozhatják a fedezetlen paritással ellentétes árfolyammozgást. Más a helyzet azonban, ha a hosszú hozamok a kamatstruktúra egészét érintő, külön-külön mégis csekély módosulások miatt változnak. Ha pl. a  $t=1$ -től  $t=n$ -ig tartó hozam nem csupán a legrövidebb kamatok – várakozási hipotézisnek megfelelő – tovagyrűző hatása, hanem szuverén tőkepiaci tényezők (pl. az állami hitelkereslet növekedése, a hazai megtakarítások csökkenése, vagy a hosszabb távú inflációs várakozások erősödése) miatt is emelkedik, az sokkal jelentősebb változásokat indukálhat a spot árfolyamban. (A hozamgörbe piac-szegmentáció elmélete és az EHTS nem zárják ki egymást, ha utóbbit a forward kamatstruktúra arbitrázsmentességeként értelmezzük!)

Egy ilyen esetben a hazai pénz első periódusbeli felértékelődéséhez (árfolyamesés) az előzővel analóg megfontolások és (4.7) alapján a következő peremfeltételnek kell teljesülnie:

$$(4.14) \quad (i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*) - (i_{(1,n)}^F - i_{(1,n)}^{*F}) > (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*) \cdot 1/(n-1)$$

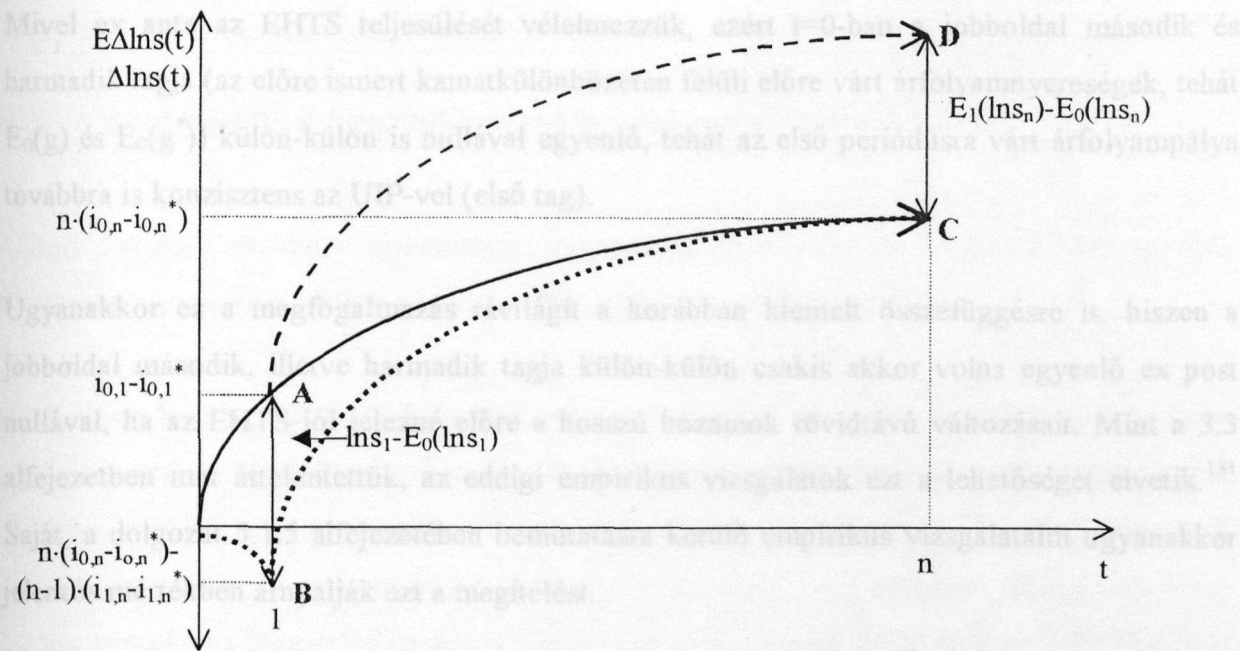
Az előző példát folytatva, 3 éves hosszú horizont ( $n=12$ ) esetén  $0,25\%/11=0,0227\%$  várton felüli kamatkülönbözetre van szükség (negyedévre vetítve) a 3 hónap múltán induló 33 hónapos befektetések tekintetében. 10 éves hosszú horizont ( $n=48$ ) esetén a 3 hónap múlva induló 117 hónapos befektetésekre ugyanez  $0,25\%/47=0,0053\%$ . Az évesített értékek mindössze  $0,0909\%$ , illetve  $0,0213\%$ -ot tesznek ki, ami igen szerénynek mondható.

A 4.3. ábrában egy olyan esetet szemléltetünk, melyben – az UIP empirikus tesztjeiben sokszor meg tapasztalt módon – az első periódusban az árfolyam a kamatkülönbözettel ellentétes



irányba is mozoghat. A várakozási hipotézis (EHTS) extrémnek korántsem mondható mértékű, ex post sérülése esetén is előállhat a vázolt szituáció.<sup>130</sup> A hosszú távon várt árfolyam változatlansága esetén („C” pont) az árfolyamnak a pontozott görbéhez hasonló pályán haladva kell eljutnia  $t=1$ -be („B” pon), ami azt jelenti, hogy *a pozitív kamatkülönbség ellenére a hazai pénz erősödött az első periódusban*. Ha az alkalmazkodás teljes egészében a hosszú távon várt árfolyamra hárul, akkor a szaggatott („A”-ból „D”-be tartó) görbe jelzi a  $t=1$  és  $t=n$  közt várt árfolyampályát.

4.3 ábra: Pozitív kamatkülönbség és a hazai valuta erősödése



Az eddigiek természetesen nem adnak választ rá, hogy a hozamparitás szerinti pályán haladva az árfolyamnak miért kellene tendenciózan az UIP-vel ellentétes irányba mozognia. Ehhez az EHTS sokkjainak szisztematikusnak és országokként eltérőnek kell lennie, vagy nem szisztematikus sokkok esetén az egyes országok kötvénypiaci sokkjainak kell eltérő intenzitással megjelenniük az árfolyampályában (pl. a piacok eltérő fejlettsége és nyitottsága okán). Mindezek belátásához érdemes némileg átalakítanunk az (4.5) összefüggést.

A (4.5) egyenletben a bel- és külföldi komponenseket különvonhatjuk:

<sup>130</sup> Az ábra a véges oldalszélesség miatt sajnos torzít. Kellően hosszú horizont esetén (korábbi számpéldánkkal összhangban) a 4.3 ábrában láthatónál jóval szerényebb mértékű kamatváltozások is intenzíven lecsapódhatnak a spot árfolyamban.



$$(4.15) \quad E_0 \ln(s_1) - \ln s_0 = [n \cdot i_{(0,n)} - (n-1) \cdot i_{(1,n)}^F] - [n \cdot i_{(0,n)}^* - (n-1) \cdot i_{(1,n)}^{*F}]$$

A jobboldal mindkét tagjában  $(n-1)$ -et kiemelve:

$$(4.16) \quad E_0 \ln(s_1) - \ln s_0 = [(n-1) \cdot (i_{(0,n)} - i_{(1,n)}^F) + i_{(0,n)}] - [(n-1) \cdot (i_{(0,n)}^* - i_{(1,n)}^{*F}) + i_{(0,n)}^*]$$

Végül jobboldalon a rövid kamatkülönbséggel  $(i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*)$  bővítve következő, (4.17) adódik:

$$(4.17) \quad E_0 \ln(s_1) - \ln s_0 = [i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*] + [(i_{(0,n)} - i_{(0,1)}) - (n-1) \cdot (i_{(1,n)}^F - i_{(0,n)})] - [(i_{(0,n)}^* - i_{(0,1)}^*) - (n-1) \cdot (i_{(1,n)}^{*F} - i_{(0,n)}^*)]$$

Mivel ex ante az EHTS teljesülését vélelmezzük, ezért  $t=0$ -ban a jobboldal második és harmadik tagja (az előre ismert kamatkülönbségeten felüli előre várt árfolyamnyereségek, tehát  $E_0(g)$  és  $E_0(g^*)$ ) külön-külön is nullával egyenlő, tehát az első periódusra várt árfolyampálya továbbra is konzisztens az UIP-vel (első tag).

Ugyanakkor ez a megfogalmazás rávilágít a korábban kiemelt összefüggésre is, hiszen a jobboldal második, illetve harmadik tagja külön-külön csakis akkor volna egyenlő ex post nullával, ha az EHTS jól jelezné előre a hosszú hozamok rövidtávú változásait. Mint a 3.3 alfejezetben már áttekintettük, az eddigi empirikus vizsgálatok ezt a lehetőséget elvetik.<sup>131</sup> Saját, a dolgozat 5.1.5 alfejezetében bemutatásra kerülő empirikus vizsgálataim ugyanakkor jelentős mértékben árnyalják ezt a megítélést.

További feltétel még az is, hogy a két ország hozamgörbéjének sokkjai „ne üssék ki” egymást. Túl azon, hogy az eltérő abszolút kamatszintek mellett ez eleve nem túl valószínű, itt is utalhatunk a szakirodalom korábbi eredményeire. Ezek szerint ugyanis az EHTS ilyen típusú sérülései, pl. jelentősebbek az USA, mint az európai országok esetében. Ha tehát a vizsgált reláció a dollárt is tartalmazza – márpedig a világ devizapiaci forgalmának 9/10-e ilyen! –, akkor a sérülések jó eséllyel nem fogják egymást kioltani.

Amennyiben viszont a hozamgörbék sokkjai mindkét országban tisztán véletlen jellegűek volnának (vagyis az EHTS várható értékben empirikusan is teljesülne), akkor még fennáll az a lehetőség, hogy a két ország kötvénypiaci innovációi eltérő intenzitással csapódnak le a devizaárfolyamokban. Utóbbinak számos oka lehet: a kötvénypiacok eltérő likviditásából

<sup>131</sup> Lásd: (3.18) képlet és a 3.14-es tábla a dolgozat 65. oldalán!



adódó ország-specifikus tranzakciós költségek, a nyitottság és a nemzetközi befektetők szerepének eltérő mértéke, a nemzetgazdaság külső finanszírozásának eltérő súlya, stb.

Az empirikus vizsgálataimat tartalmazó 5. fejezetben a hozamparitás szerinti árfolyampálya tesztelése mellett igyekszem az egyes lehetőségek relevanciájával számot vetve ezekre a kérdésekre is választ keresni.

A következő alpontban azonban visszatérek a rövidtávú árfolyamdinamika kulcskérdéséhez, vagyis a spot, illetve a hosszú távú árfolyamban történő alkalmazkodás összevetéséhez.

#### 4.3. A spot versus a hosszútávon várt árfolyam alkalmazkodása

A dominánsan a rövidtávú árfolyamban végbemenő alkalmazkodás, vagyis a hozamparitás szerinti árfolyampálya mellett a következő érveket tudom felsorakoztatni:

- Kellően hosszú, akár 10 éves horizont (vagyis nagy  $n$ ) esetén a befektetők kevésbé hajlamosak a rövidtávon bekövetkező változások hatására hosszú távú várakozásaikat felülvizsgálni, mint rövidtávon elfogadni a megváltozott árfolyamot. Az előző fejezetben bemutatott empirikus eredmények erősen alátámasztják, hogy a hosszú (főleg 7-10 éves) horizontokon a fedezetlen paritás (UIP) ex post is érvényesül. Miközben az UIP  $t=1$  és  $t=n$  közti ex post érvényesülésével a két sarokmegoldás és a köztük lévő bármely  $t=1$  időponthoz tartozó árfolyam konzisztens lehet, addig a hozamparitás szerinti sarokmegoldás az egyetlen, mely a  $t=0$  és  $t=n$  közti árfolyampálya tekintetében is öngazoló, hiszen az UIP ex post érvényesülését a leginkább valószínűsíti.
- Rövid ( $\leq 3$  hó) periódust alapul véve a hosszú távú árfolyamvárakozások stabilitása esetén a várttól eltérő kamatváltozásokhoz igazodó kötvényárfolyamok olyan konkrét tranzakciókra motiválhatják a külföldi befektetőket, ami kikényszerítheti a spot devizaárfolyam alkalmazkodását. Ha a nemzetközi befektetők  $t=1$ -ben is fenn kívánják tartani portfóliójukban a bel- és külföldi kötvények  $t=0$ -ban rögzített, a referencia pénznemben számított eszközérték szerinti részarányát, akkor a hozamparitás szerinti az egyetlen olyan árfolyampálya, mely a kötvénypiaci árfolyamkorrekciókkal konzisztens. Előző példánkban  $i_{(1,n)} > E_0(i^F_{(1,n)})$  folytán a hosszú lejáratú hazai kötvények árfolyama névérték alá esik, ami pótlólagos külföldi befektetéseket indukál egészen addig, amíg a



hazai pénz erősödése kellően nem ellensúlyozza azt. Empirikus eredmények is utalnak arra, hogy rövidtávon erős kapcsolat van az árfolyammozgások és nemzetközi intézményi befektetők portfólió-döntéseikhez kapcsolódó tőkeáramlások között. Pl. Froot és Ramadorai [2002].

- Egy általánosabb szemléletben: az „új mikro” már eddig is szép eredményeket felmutató „order flow” irodalma egészében is egybevág a hozamparitás megközelítéssel. A lényeges eltérés az, hogy én a kötvénypiaci árjelzések szerepét hangsúlyozom, miközben az „order-flow” irányzat a devizapiaci vevők, illetve eladók részéről megjelenő ajánlatok állományának (a mennyiségi jelzéseknek) az időbeli változását tekinti a rövidtávú árfolyamváltozás jól hasznosítható indikátorának.<sup>132</sup> A két megközelítés abban is hasonlít egymáshoz, hogy a hozamparitás is felfogható a fundamentumok jövőbeni értékeire vonatkozó várakozások változásainak proxyjaként. Márpedig az order-flow értelmezése, és irodalmának talán legpozitívabb üzenete éppen ez. (Sarno-Taylor [2002, 274.o.]
- A hozamgörbe várakozási hipotézisének (EHTS) tesztjei is arra utalnak, hogy a hozamgörbében implikált információk inkább hosszabb távra előretekintve nyújtanak segítséget a kamatstruktúrában várható változások feltérképezéséhez. Lásd, pl. Shiller [1990] vagy Campbell [1995].
- Végül: a spot árfolyamban végbemenő alkalmazkodás *iránya* egybecseng empirikus vizsgálatok (pl. Cavaglia és társai [1998]) eredményeivel, melyek szerint a rövid kamatkülönbözet növekedése a hazai pénznem szignifikáns erősödésével jár együtt.

Az eddigiekből persze a fentiekkel együtt sem következik, hogy az alkalmazkodás minden esetben és teljes egészében a spot árfolyamban menne végbe. Csupán azt gondolom, hogy „normál körülmények között” a gazdasági-monetáris peremfeltételek, és ezek folytán: pl. az inflációs pályára és/vagy a reálgazdaság növekedési lehetőségeire vonatkozó hosszú távú várakozások jelentős módosulásának hiányában ez a valószínűbb. A sokkok egy jelentős része természetét tekintve rövidtávú. A fedezett és a fedezetlen kamatparitás kombinációjával származtatott hosszútávon várt árfolyam (a „long forward”) stacionaritása mindenesetre határozottan emellett szól (Darvas-Rappai-Schepp [2004]).

<sup>132</sup> A vizsgált indikátor (az „order flow”) közeli rokonságban áll a nettó kereslet jól ismert fogalmával. A különbség az, hogy a piaci egyensúlyhoz jelen esetben nem szükséges a zéró érték, hiszen a piacvezetők megfelelő kompenzáció (a spread) ellenében hajlandóak átmenetileg magukra vállalni a vevői és eladói ajánlatok egyensúlytalanságait. Lyons [2001, 6-7.o.]. Könyvének 2-5. fejezeteiben Lyons teljeskörű áttekintést nyújt az order flow kutatási programjáról az információ-áramlás és az intézményi környezet szerepétől kezdve az elméleti modellekig és az empirikus vizsgálatokig bezárólag.



#### 4.4. A hozamparitás viszonya a visszacsatolásos makro-modellekhez

Az empirikus vizsgálatok során az 5. fejezetben hozamparitás és az ex post árfolyamváltozás kapcsolatát a (4.17)-(4.18) összefüggésekből kiindulva fogom elemezni. Mielőtt azonban ehhez hozzálátnék, fontos tisztázni a hozamparitás-megközelítés viszonyát a korábbi, 3.2. alfejezetben bemutatott elméleti modellekkel. Idézzük vissza, ezekben a kis méretű makro-modellekben az árfolyamtól a kamatkülönbözet irányába mutató visszacsatolás szolgál a forward rejtély magyarázatául.

##### 4.4. ábra: A hozamparitás megközelítés sémája

A hozamparitás koncepció valójában mind McCallum [1994], mind Meredith-Chinn [1998], mind pedig Meredith-Ma [2002] modelljével összeilleszthető, egyedül Alexius [2000] modelljével zárják ki egymást. Ez annak köszönhető, hogy a hozamparitás az utóbbihoz hasonlóan nem az árfolyamtól a kamat felé mutató visszacsatolásra, hanem az előre nem látott sokkok („news”) tovaterjedésének mikéntjére koncentrál.<sup>133</sup> Alexius modelljével ellentétben azonban a hozamparitás megközelítés sem *de jure*, sem *de facto* nem zárja ki az árfolyamtól a hozamgörbe irányába mutató, pl. a jegybanki reakciófüggvényen keresztül megvalósuló visszacsatolás lehetőségét. Mint ahogy nem zárja ki *ab ovo* a (devizapiaci) kockázati prémium, vagy a lejáratí kamatprémium létezését sem. Az már más kérdés, hogy ez utóbbiak vélelmezésére lehet, hogy nem is nélkülözhetetlen a forward-rejtély megértéséhez.

Megeshet ugyanis, hogy a forward-rejtélyként ismert anomáliák egyszerűen annak a következményei, hogy a hozamgörbe közepes és hosszú szegmenseinek rövidtávon szokásos hozamingadozásai terjednek tova a kínálkozó extrahozamokat gyorsan realizáló nemzetközi befektetők taktikai reallokációi révén a devizaárfolyamokra. A kötvényhozamok ingadozásait pedig számos tényező magyarázhatja:

- A hazai megtakarítások és az azokat transzformáló intézményrendszer változásai következtében fellépő keresleti sokkok a kötvénypiacokon;
- A fiskális pozícióval és célokkal összefüggő állami hitelkereslet, vagy a hosszú távú tőkemegtérüléssel kapcsolatos vállalkozói anticipációk módosulása indukálta kötvénykínálati sokkok;

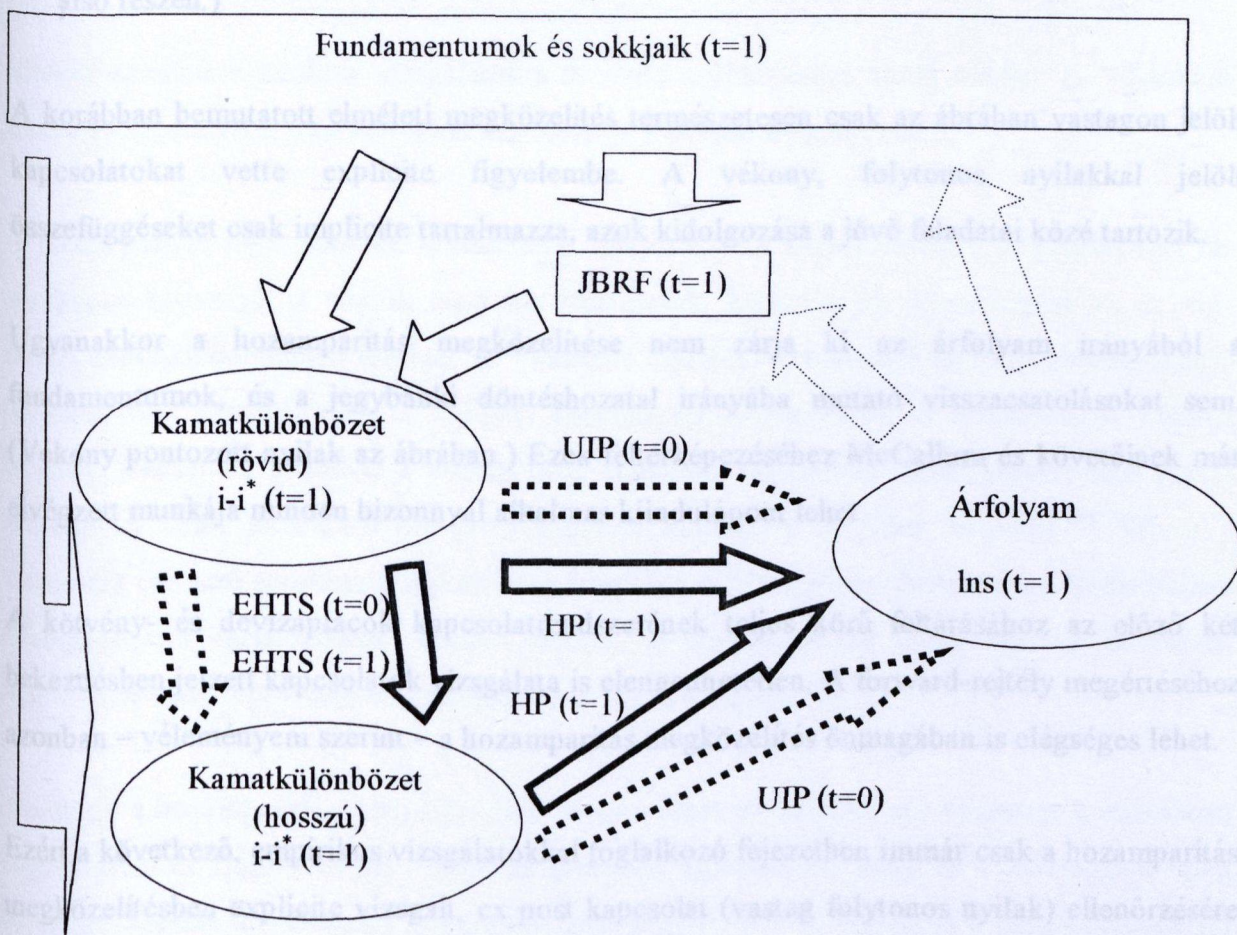
<sup>133</sup> Bár kissé furcsán hangzik, de nevezhetnénk ezt akár az „innovációk transzmissziójának” is.



- A hozamgörbe rövid végéről épp az EHTS jóvoltából tovagyrúzó (akár épp a devizaárfolyamra reagáló) jegybankpolitikai beavatkozások, valamint a befektetői inflációs- és hozamvárakozások összhangjának mértéke.

A következő, 4.4. ábrán igyekszem szemléltetni, hogy miként képzelem el magam a kötvény- és devizapiacok, valamint a fundamentális tényezőkben bekövetkező előre nem kalkulált változások (innovációk) kapcsolatrendszerét:

4.4. ábra: A hozamparitás megközelítés sémája



Az események menete elképzelésem szerint a következő:

1. Kezdeti állapotban ( $t=0$ ), ex ante mind az EHTS, mind az UIP teljesül. (Vastag, pontozott nyilak.) Tehát a hozamstruktúrák arbitrázsmentesek, és a várható hozamok nemzetközileg kiegyenlítődnek.



2. Egy periódus elteltével ( $t=1$ ) a fundamentumokban bekövetkezett innovációkat a gazdasági aktorok és a jegybank érzékelik. Ezt a várakozások korrekciója, vagyis a hozamgörbe változása, illetve a jegybank esetleges beavatkozása követik. (Vékony folytonos nyilak az ábra baloldalán, és felül közepén.) Utóbbi hatásai a  $t=1$  időpontban szintén érvényes EHTS révén transzformálódnak a hozamgörbe rövid és hosszú vége között (vastag nyíl az ábra bal alsó részén.).
3. A kötvényeken képződött árfolyamnyereségeket a nemzetközi befektetők a határig realizálják, miközben a  $t=1$  időpontban, ex ante ismét csak érvényes UIP-vel összhangban a devizaárfolyamot a hozamparitás szerinti pályára terelik. (Vastag nyilak az ábra jobb alsó részén.)

A korábban bemutatott elméleti megközelítés természetesen csak az ábrában vastagon jelölt kapcsolatokat vette explicite figyelembe. A vékony, folytonos nyilakkal jelölt összefüggéseket csak implicit tartalmazza, azok kidolgozása a jövő feladatai közé tartozik.

Ugyanakkor a hozamparitás megközelítése nem zárja ki az árfolyam irányából a fundamentumok, és a jegybanki döntéshozatal irányába mutató visszacsatolásokat sem. (Vékony pontozott nyilak az ábrában.) Ezek feltérképezéséhez McCallum és követőinek már elvégzett munkája minden bizonnyal alkalmas kiindulópont lehet.

A kötvény- és devizapiacok kapcsolatrendszerének teljes körű feltárásához az előző két bekezdésben jelzett kapcsolatok vizsgálata is elengedhetetlen. A forward-rejtély megértéséhez azonban – véleményem szerint – a hozamparitás megközelítés önmagában is elégséges lehet.

Ezért a következő, empirikus vizsgálatokkal foglalkozó fejezetben immár csak a hozamparitás megközelítésben explicite vizsgált, ex post kapcsolat (vastag folytonos nyilak) ellenőrzésére fogok koncentrálni.



## 5. Empirikus tapasztalatok

A hozamparitás hipotézisével kapcsolatos empirikus vizsgálataimat két részben fogom bemutatni. Az első részben a relatíve nagyobb periódushosszú (1-3 hónapos), míg a másodikban a magas frekvenciás, napi adatokra épülő vizsgálatok kapnak helyet. Bár a felhasznált adatbázisok és az alkalmazott módszerek nagyrészt azonosak, az elkülönítést mindenképpen indokolja, hogy amíg az első esetben a szinkron idejű magyarázó változó okán csupán az együttmozgás szintje vizsgálható, addig a másodikban már a hozamparitás predikciós képességét is szemügyre vehetjük.

Mielőtt azonban a konkrét vizsgálatokra térnénk, szükségesnek tűnik néhány az adatokkal, illetve az alkalmazott módszerekkel kapcsolatos általános megjegyzés:

A hozamparitás hipotézisének tesztelésére elsősorban az állampapírokra meghatározott ún. zérókupon-hozamgörbe adatok lehetnek alkalmasak, hiszen a (4.18)-as képlet az ex ante ismert kamatkülönbözeten felül az „n” periódus hátralévő futamidejű diszkontkötvényeken 1 periódus alatt képződő bel- és külföldi elméleti árfolyamnyereségek különbségét foglalja magába. Ezeket az adatokat a hozamgörbe referencia lejárataira rendelkezésre álló precíz másodpiaci valós adatokból kiindulva többféle módszerrel is lehet becsülni.<sup>134</sup> Sajnos a számomra elérhető zérókupon adatok köre 3 ország: az USA, Nagy-Britannia és Németország állampapírjaira korlátozódott. Minden esetben az érintett ország jegybankjának Interneten keresztül fenntartott on-line adatszolgáltatását hívtam segítségül.

Minthogy a hozamparitást csak bilaterális alapon lehet értelmezni, így összesen 3 relációban végezhettem el számításaimat. Öröm az ürömben ugyanakkor, hogy ez a 3 reláció a világ teljes devizapiaci forgalmának együttesen igen jelentős részét, majdnem a harmadát-felét (!) teszi ki. A relációk belső súlymegoszlása sem egyenletes, hiszen a DEM/USD devizapár a világ teljes devizaforgalmának önmagában mintegy negyedét tette ki, míg 2001-ben a már USD/EUR relációra 30% jutott. Ezzel szemben az USD/GBP relációra nagyjából 10%, míg a DEM/GBP (GBP/EUR) relációra „csupán” 2% jutott. Ezen arányoknak az eredmények értelmezése során még komoly szerepe lesz, ezért hangsúlyozom ki őket már ezen a ponton.

<sup>134</sup> A zérókupon-hozamgörbe gyakorlatban szokásos becslő eljárásairól magyar nyelven Gyomai-Varsányi [2002] adnak ismertetést. Bár az adatbázis bővítésére a saját becslés lehetősége elvileg fennáll, erre a primer adatok *precíz* ismeretének hiányában nem vállalkozhattam.



Szintén a későbbiek folyamán fog jelentőséget nyerni az a tény is, hogy a világ teljes devizapiaci forgalmának 97-98% (!!) koncentrálnak azokra a relációkra melynek legalább egyik tagja a dollár vagy a márka (euró). A dollár túlsúlya ezen belül is szembeötlő: 2001-ben, pl. 91% volt a dollárt magában foglaló relációk részaránya. A következő oldalon található, 5.1-es tábla a BIS által szervezett, a jegybankok közreműködésével minden 3. év áprilisában lebonyolított devizapiaci felmérés vonatkozó adatait mutatja.

Az 5.1 tábla alapján jogos a felvetés, hogy miért nem növeltem vizsgálataim reprezentativitását a japán jen bevonásával. A válasz roppant egyszerű: bár a japán jegybank (és a felkelő nap országában egyéb intézményei) honlapján is megkísértem adatokat gyűjteni, sajnos nem jártam sikerrel. Ott ugyanis a hozamgörbével kapcsolatos adatok köre a friss kibocsátások aukciós/jegyzési kamataira korlátozódott.<sup>135</sup> Másodpiaci adatokból származtatott zérókupon-hozamokat viszont annak ellenére sem sikerült találnom, hogy az egyik általam olvasott forrás (Meredith-Chinn [1998]) explicite utal ilyenek létezésére.

A számítások során a lehető legnagyobb adatbázisból igyekeztem kiindulni, a korlátot így minden esetben a későbbi dátummal kezdődő hozamgörbe-adatsor jelentette. Az idősorok zárásánál a lehető legfrissebb adatokat használtam: a havi záró értékeket tartalmazó sorok 2003 szeptemberével (a későbbi jelöléssel: 2003M9), a napi adatok 2003. augusztus 29-én érnek véget. A devizaárfolyamok esetében gondot okozott, hogy USD/GBP relációban nem állt rendelkezésre hivatalos adat, ugyanis a Bank of England ilyet nem jegyez, a FED pedig csak néhány évre visszamenőleg ad meg értékeket. Ezért ebben a relációban is a Bundesbank, ill. az ECB hivatalos árfolyamaiból kiindulva, a keresztárfolyamokkal számoltam.

Röviden meg kell említenem, hogy bár logikusnak tűnt volna minden esetben az UIP hagyományos, az 1 periódusú ex ante ismert hozamkülönbségen alapuló vizsgálatát is szimultán módon elvégezni a közvetlen összevethetőség érdekében, ettől mégis eltekintettem. Egyrészt hasonló vizsgálatokat nagyon sok (a 2. fejezetben már hivatkozott) forrás dokumentált a vizsgált relációkra, másrészt a fejezet második részéhez O/N kamatokra lett volna szükségem, ám ezek LIBOR-értékeit a Brit Bankárszövetség csak 2001-től kezdődően közli a honlapján.

<sup>135</sup> Megkísértem más országok (pl. Kanada, Svájc, Franciaország) adatait is összegyűjteni, de vagy nem álltak rendelkezésre zérókupon-hozamok, vagy az idősorok voltak túlságosan rövidek. Én viszont törekedtem az adatok viszonylag homogén minőségének a kialakítására is.



5.1. tábla

## A devizapiaci forgalom összetétele deviza-páronként

Április havi napi átlag milliárd dollárban és százalékos megoszlásban.

	1992		1995		1998		2001	
	érték	%	érték	%	érték	%	érték	%
USD/EUR	...	...	...	...	...	...	354	30
USD/DEM	192	25	254	22	290	20	...	...
USD/FFR	19	2	51	4	58	4	...	...
USD/ECU	13	2	18	2	17	1	...	...
USD/ egyéb EMS	43	6	104	9	172	12	...	...
USD/JPY	155	20	242	21	256	18	231	20
USD/GBP	77	10	78	7	117	8	125	11
USD/CHF	49	6	61	5	79	5	57	5
USD/CAD	25	3	38	3	50	3	50	4
USD/AUD	18	2	29	3	42	3	47	4
USD/ egyéb	48	6	72	6	167	12	195	17
USD összesen		82		82		86		91
EUR/JPY	...	...	...	...	...	...	30	3
EUR/GBP	...	...	...	...	...	...	24	2
EUR/CHF	...	...	...	...	...	...	12	1
EUR/ egyéb	...	...	...	...	...	...	21	2
EUR összesen*								9
DEM/JPY	18	2	24	2	24	2	...	...
DEM/GBP	23	3	21	2	31	2	...	...
DEM/CHF	13	2	18	2	18	1	...	...
DEM/FFR	10	1	34	3	10	1	...	...
DEM/ECU	6	1	6	1	3	0	...	...
DEM/ egyéb EMS	21	3	38	3	34	2	...	...
DEM/ egyéb	20	3	16	1	20	1	...	...
DEM összesen**		15		14		9		
Minden egyéb***	26	3	33	3	42	3	27	2
Összesen	776	100	1137	100	1430	100	1173	100

\*Az USD/EUR reláció nélkül \*\* Az USD/DEM reláció nélkül \*\*\* Az eredeti táblázatban külön sorban szerepeltetett „egyéb EMS párokat” is beleszámítva.

Forrás: BIS 2001./B.6. táblázat (11.o.)



Külön szólnom kell még arról, hogy a hosszabb horizontú vizsgálatokban a márka és euró adatsorokat egybevonatlan kezeltem. Ennek szükségszerűen van torzító hatása, hiszen sem az euró nem tekinthető 100%-ig a márka utódjának, sem a német és az eurózóna-beli hozamgörbe teljes azonossága nem vélelmezhető. Eljárásomat azzal tudom indokolni, hogy egyrészt az euró-zónára nem álltak rendelkezésemre a zérókupon adatok, másrészt az idősorok is túlságosan rövidnek lettek volna érdemi következtetések megfogalmazásához. Végül a német gazdaság súlya, és konkrétan a német kötvénypiac euró-zónán belüli benchmark szerepe talán kellően meghatározó ahhoz, hogy vizsgálataim így is létjogosultságot nyerjenek.

Vizsgálataim során általános jelleggel alkalmazom a regresszió-számítást, amit az a kedvező körülmény támogat, hogy mind az árfolyamhozamok, mind a különböző horizontok mellett számított hozamparitások stacionerek. (A stacionaritást vizsgáló, kiterjesztett Dickey-Fuller tesztek eredményét minden esetben közölni fogom.) Emellett kizárólag nem átfedő megfigyelésekkel fogok dolgozni, hogy a torzító tényezők számát redukáljam. Az előző fejezetben leírtak alapján a regressziók formálisan a következő alakot ölténék magukra:

$$(5.1.a) \quad \ln s_1 - \ln s_0 = \alpha + \beta \cdot [n \cdot (i_{(0,n)} - i_{(0,n)}^*) - (n-1) \cdot (i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*)] + \varepsilon_1$$

Mint korábban is utaltam azonban rá, ez csupán a regresszor közelítő formulája lenne. A logaritmikus transzformáció kedvező tulajdonságait megtartva a precíz – éven belül egyszerű, azon túl kamatos kamatozást alkalmazó – formula a következő alakban írható fel:

$$(5.1.b) \quad \ln s_1 - \ln s_0 = \alpha + \beta \cdot [n \cdot (\ln(1 + i_{(0,n)}) - \ln(1 + i_{(0,n)}^*)) - (n-1) \cdot (\ln(1 + i_{(1,n)}) - \ln(1 + i_{(1,n)}^*))] + \varepsilon_1$$

A kamatok (hozamok) az elméleti résszel összhangban periódusegységre vetítve értendők, a vizsgált befektetői horizontot pedig minden alkalommal években adom meg.<sup>136</sup>

Mivel az előző fejezetben bemutatott elméleti megközelítésben azt feltételeztem, hogy a befektetők a teljes lejárait palettán investálnak, ezért az adatok elérhető legszélesebb körében kalkulálok hozamparitásokat, és a kapott eredmények összevetésével próbálok levonni következtetéseket. A szűk keresztmetszetet az Egyesült Államok zérókupon-hozamgörbéje

<sup>136</sup> Ha, pl. a periódus 1 hónap, és a horizont 5 év, akkor  $n=60$  és havi szinten mérünk minden hozamot. A számításoknál svájci típusú kamat-usansszal, vagyis 30 napos hónapokkal és 360 napos évvel dolgoztam.



jelentette, ebből ugyanis „csak” az 1, 2, 3, 5, 7 és 10 éves kerülnek közlésre. Így bár a német adatok némileg, a brit adatok pedig sokkal részletesebbek, valamennyi relációban a jelzett horizontoknak megfelelő 6 hozamparitással fogok dolgozni. Mivel ezek a kitüntetett lejáratok a másodpiacokon is a leglikvidebbek közé tartoznak, így az input adatok becslési hibája is nagy valószínűséggel ezek esetében a legcsekélyebb.

### 5.1. ábra: a szimultán vizsgálatok sémája

A vizsgálatok során mindvégig kénytelen voltam megbékélni egy komoly torzító tényezővel, mivel az 1 periódus múltán esedékes  $n-1$  periódusú hozamok nem álltak, nem állhattak rendelkezésemre. Ezeket minden esetben az 1 periódus múlva érvényes  $n$  periódusú hozamokkal proxyztam.<sup>137</sup> Az ebből adódó torzítás nyilván a rövidebb horizontok esetén lehet jelentősebb, azaz a 11 hónapos hozamok inkább térhetnek el a 12 hónaposaktól, mint pl. a 119 hónaposak a 10 évesektől. A problémát elvileg a hozamgörbék összes, a vizsgálatba bevont pontjának valamennyi időpontra történő becslésével lehetne áthidalni. Nekem erre csak a rendelkezésre álló – szintén becsült! – kiemelt lejáratok alapján lenne lehetőségem, ami szintén tartalmazna addicionális torzítást. Mindezek okán a jelzett, jóval egyszerűbb („proxyzós”) módszer mellett döntöttem, bízva abban, hogy nem fedí el a valóságban véleményem szerint meglévő összefüggéseket a hozamgörbék, és a devizaárfolyam változásai között. Másrészt viszont legalább ugyanilyen fontos, hogy semmi okom azt vélelmezni, hogy az alkalmazott módszer mesterséges, „papíron konstruált” kapcsolatokat hozna létre.

## 5.1. Hosszabb vizsgálati periódusok

A „hosszabb periódus” megnevezés kissé félrevezető, hiszen 1, ill. 3 hónapos időtávokon szemlélem a bel- és külföldi (relatív) kötvényhozamok és a devizaárfolyam változását,<sup>138</sup> ami szokásosan a rövid horizontú vizsgálatok közé sorolódik.<sup>139</sup> Ezért az eredményeket is ebben a kontextusban kell majd értelmezni és értékelni. A megnevezés egyetlen oka, hogy a későbbiekben még ennél is nagyobb, napi frekvenciájú számításokat fogok prezentálni.

A devizaárfolyam néhány hónapos perióduson bekövetkezett változásait a kötvénypiacokon adott időszak alatt képződött (elméleti) árfolyamnyereségekkel egybevetve csupán az

<sup>137</sup> A 3.3 alfejezetben már utaltam rá, hogy az EHTS tesztelése során ez bevett gyakorlatnak tekinthető.

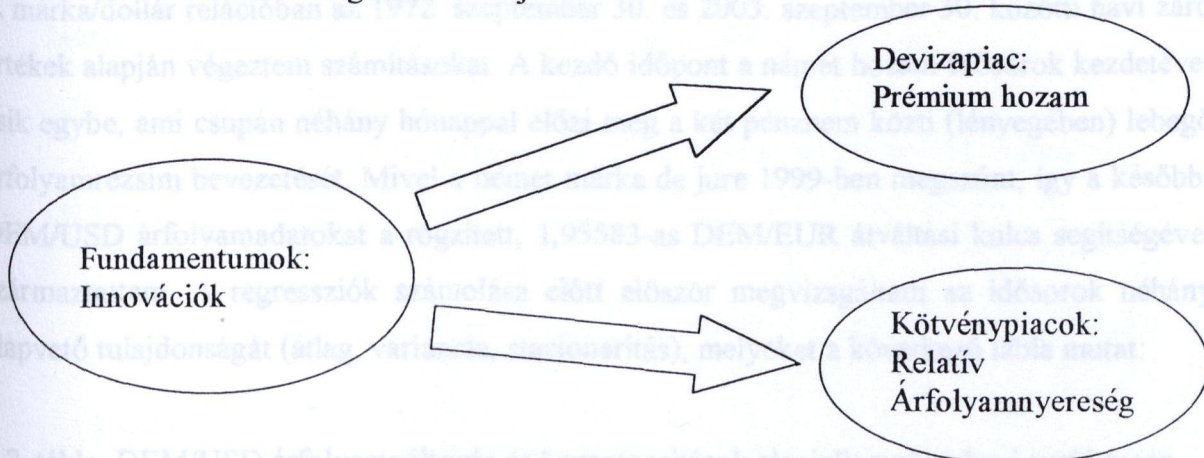
<sup>138</sup> Mivel direkt árfolyamjegyzésekből indulunk ki, ezért belföld alatt minden esetben a jegyző deviza országát (pl. DEM/USD relációban Németországot) értem.

<sup>139</sup> Azért használom konzekvensen a vizsgálati periódus megfogalmazást, mert az egyébként szokásos „horizont” kifejezést a hozamparitás-megközelítésben más, önálló jelentéssel bír.



együttmozgás mértékét vizsgálhatjuk a racionális várakozások paradigmájának bázisán. A fundamentumokkal kapcsolatos információkban bekövetkező innovációk („news”) ebben a szemléletben szimultán módon fejtik ki hatásukat a kötvényhozamok és a devizaárfolyam előre nem látott módosulásaiban. Mindezt a következő, egyszerű ábra szemlélteti:

5.1. ábra: a szimultán vizsgálatok sémája



Az ábrában jelzett prémium hozam-árfolyamnyereség összefüggést megkaphatjuk, ha a hozamparitás egyenletből (4.11) kivonjuk az adott periódus előre ismert kamatkülönbségét:

$$(5.2) (\ln s_1 - \ln s_0) - (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*) \Rightarrow ER = \dot{g} - \dot{g}^* \Leftarrow n \cdot (i_{(0,n)} - i_{(0,n)}^*) - (n-1) \cdot (i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*) - (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*)$$

A prémium hozam (ER), illetve az előre nem várt árfolyamnyereségek különbségének homogén adatokon alapuló közvetlen összevetéséhez szükség volna az adott rövid periódusra jutó, ex ante zérókupon állampapírhozamok ismeretére is. Ezek az adatok azonban csak az Egyesült Királyság, és részben az Egyesült Államok esetében állnak rendelkezésre. Bár akár az árfolyamváltozásról, akár a hozamparitásról elmondható, hogy az ex ante kamatok súlya azon belül igen csekély, a hozamparitások vizsgálatát követően az 5.1.4. alfejezetben LIBOR-kamatokat felhasználva ilyen számításokat is közölni fogok. Erre több okból is szükség van:

- Egyrészt, így egyértelműbb képet kaphatunk a kötvény- és devizapiaci innovációk korrelációs struktúrájáról;
- Másrészt, viszonylag egyszerűen kiküszöbölhetjük a hozamparitás regresszióit terhelő szimultaneitási hibát (hiszen ott a regresszor maga is tartalmaz egy hibatagot);
- Harmadrészt, lehetőségünk nyílik a két ország kötvénypiaci hatásait egymással is összevetni.



Lássuk immár a konkrét eredményeket az egyes relációk devizapiaci súlyának megfelelő sorrendben. A tárgyalásmód és a módszerek minden esetben azonosak, csupán a vizsgált időszakok térnek el kis mértékben a rendelkezésre álló bilaterális adatsorok függvényében.

### 5.1.1. DEM-USD reláció

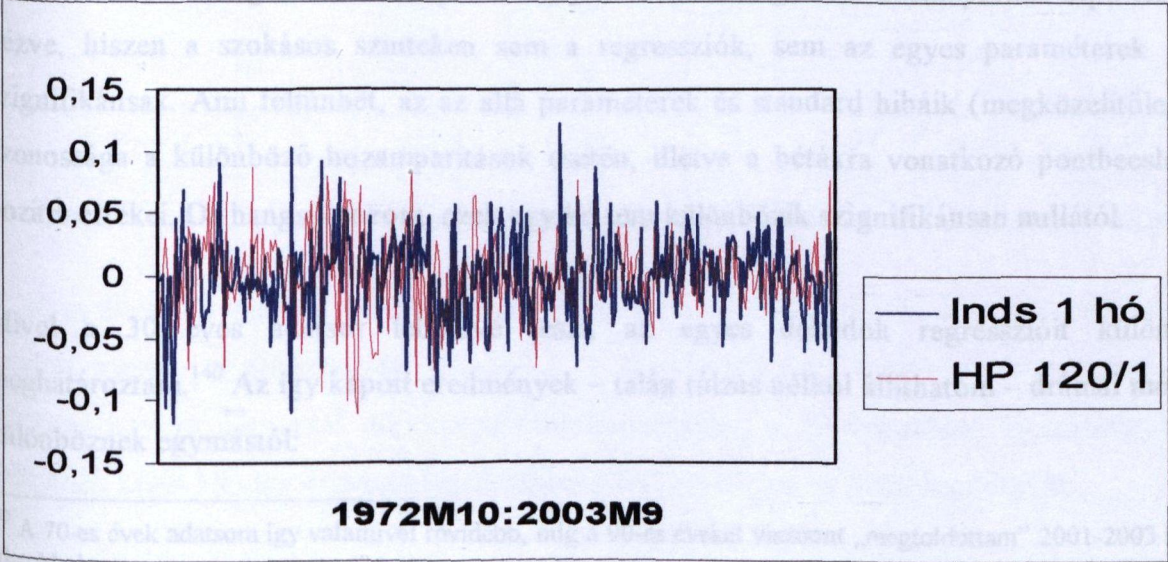
A márka/dollár relációban az 1972. szeptember 30. és 2003. szeptember 30. közötti havi záró értékek alapján végeztem számításokat. A kezdő időpont a német hozam-idősorok kezdetével esik egybe, ami csupán néhány hónappal előzi meg a két pénznem közti (lényegében) lebegő árfolyamrendszer bevezetését. Mivel a német márka de jure 1999-ben megszűnt, így a későbbi DEM/USD árfolyamadatokat a rögzített, 1,95583-as DEM/EUR átváltási kulcs segítségével származtattam. A regressziók számolása előtt először megvizsgáltam az idősorok néhány alapvető tulajdonságát (átlag, variancia, stacionaritás), melyeket a következő tábla mutat:

5.2. tábla: DEM/USD árfolyamváltozás és hozamparitások alapjellemzői 1 havi perióduson

1972-2003	$\ln \Delta s$	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
Átlag:	-0,00174	-0,00084	-0,00119	-0,00081	-0,00061	-0,00049	-0,0003
Variancia:	0,001096	3,49E-05	8,25E-05	0,000157	0,000342	0,000569	0,000983
Var %	100	3,18	7,52	14,35	31,18	51,94	89,65
ADF I(1) lag:4	-8,376**	-7,408**	-7,900**	-8,567**	-9,074**	-9,107**	-8,866**

Mivel csupán a 10 éves horizonton számított hozamparitás varanciája közelíti meg az árfolyamváltozásét (annak kb. 90 százaléka), ezért e kettőt szemléltetem ehelyütt ábrában is:

5.2. ábra: DEM/USD 1 havi árfolyamváltozás és hozamparitás (n=120)





Az ábra alapján érthetővé válnak az ADF-próbák magas (abszolút) értékei, hiszen mindkét idősor nagyon volatilis, és nem mutat tartós trendet. A rövidebb horizontú hozamparitások idősorai annyiban különböznek alaptulajdonságaik tekintetében az ábrában látható 10 évestől, hogy volatilitásuk a horizont csökkenésével (az 5.2-es táblában látható varianciákkal, ill. a hozamparitás számítási módjával összhangban) mind kisebb.

Nézzük ezután a teljes időszakra számított regressziók eredményeit!

5.3. tábla: A különböző hozamparitások regressziói DEM-USD relációban  
1 hónapos vizsgálati periódusra (1972M10:2003M9)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
$\ln s_t - \ln s_0$  (5.1.b.)	n	12	24	36	60	84	120
	$\alpha$	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)
	$\beta$	0,421 (0,292)	0,356 (0,199)	0,219 (0,137)	0,134 (0,093)	0,090 (0,072)	0,091 (0,055)
	R <sup>2</sup>	0,006	0,010	0,007	0,006	0,004	0,005
	F	2,078	3,211	2,550	2,051	1,556	2,750
	p-érték	0,150	0,074	0,111	0,153	0,213	0,098
	DW	1,845	1,923	1,865	1,876	1,876	1,877
Wald-teszt	F	2,013	5,260	16,28	43,38	79,56	137,5
$\alpha=0, \beta=1$	p-érték	0,124	0,006	0,000	0,000	0,000	0,000

A számításokhoz havi záró adatokat használtam. A megfigyelések száma N=372, kivéve a 2 éves horizontot (HP 2év), ahol az USA hozamadatak csak 1976M7-től álltak rendelkezésre, így N=327. A paraméterek alatt zárójelben azok standard hibái találhatók. A táblában „n” jelöli a vizsgált hosszú horizont és a periódus (esetünkben 1 hónap) arányát, „p-érték” pedig az egész regresszió OLS szignifikanciáját. Az utolsó három sor a Durbin-Watson statisztikát, valamint az együttes paraméter-hipotézis Wald-tesztjét tartalmazza. A regressziós paraméterek esetében itt és a továbbiakban az 5%-os szignifikanciát \*, az 1%-kosat \*\* jelöli.

A táblázatban összegzett eredmények bizony nem túl hízelgőek a hozamparitás hipotézisére nézve, hiszen a szokásos szinteken sem a regressziók, sem az egyes paraméterek nem szignifikánsak. Ami feltűnhet, az az alfa paraméterek és standard hibáik (megközelítőleges) azonossága a különböző hozamparitások esetén, illetve a bétákra vonatkozó pontbecslések pozitív értékei. De hangsúlyozom, ezek egyike sem különbözik szignifikánsan nullától.

Mivel a 30 éves adatsor lehetővé teszi, az egyes dekádok regresszióit külön is meghatároztam.<sup>140</sup> Az így kapott eredmények – talán túlzás nélkül állíthatom – drámai módon különböznek egymástól:

<sup>140</sup> A 70-es évek adatsora így valamivel rövidebb, míg a 90-es éveket viszoont „megtoldottam” 2001-2003 közti adatokkal.



5.4. tábla: A különböző hozamparitások regressziói DEM-USD relációban  
1 hónapos vizsgálati periódusra (1972M10:1980M12)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
ln $s_t$ -ln $s_0$ (5.1.b.)	n	12	24	36	60	84	120
	$\alpha$	-0,005 (0,004)	-0,005 (0,005)	-0,005 (0,004)	-0,005 (0,004)	-0,005 (0,004)	-0,005 (0,004)
	$\beta$	0,541 (0,408)	0,323 (0,338)	0,085 (0,219)	0,007 (0,160)	-0,015 (0,133)	0,038 (0,103)
	R <sup>2</sup>	0,008	0,018	0,002	0,000	0,000	0,001
	F	1,788	0,913	0,152	0,002	0,013	0,137
	p-érték	0,184	0,344	0,698	0,964	0,910	0,712
	DW	2,044	2,660	2,087	2,088	2,088	2,078
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	1,411	2,485	10,03	21,26	31,90	47,00
	p-érték	0,249	0,093	0,000	0,000	0,000	0,000

A számításokhoz havi záró adatokat használtam. A megfigyelések száma N=99, kivéve a 2 éves horizontot (HP 2), ahol az USA hozam adatok csak 1976M7-től álltak rendelkezésre, így N=53. Jelölések, mint az 5.3 táblában.

A 70-es évek adatai még nagy hasonlóságot mutatnak a teljes időszakra kapott értékekkel (a szignifikanciák további jelentős romlása mellett), a 80-as évek merőben más képet mutatnak:

5.5. tábla: A különböző hozamparitások regressziói DEM-USD relációban  
1 hónapos vizsgálati periódusra (1981M1:1990M12)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
ln $s_t$ -ln $s_0$ (5.1.b.)	n	12	24	36	60	84	120
	$\alpha$	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)
	$\beta$	-0,264 (0,589)	-0,157 (0,329)	-0,103 (0,238)	-0,070 (0,152)	-0,044 (0,110)	-0,019 (0,083)
	R <sup>2</sup>	0,002	0,002	0,002	0,002	0,001	0,000
	F	0,201	0,229	0,188	0,215	0,158	0,054
	p-érték	0,655	0,633	0,665	0,644	0,692	0,816
	DW	1,875	1,851	1,846	1,837	1,833	1,832
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	2,303	6,227	10,77	24,99	45,56	76,26
	p-érték	0,104	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000

A számításhoz havi záró adatokat használtam. A megfigyelések száma N=120. Jelölések, mint az 5.3 táblában.

A 80-as éveket a bétákra vonatkozó pontbecslések negatív értékei, és a nagyjából homogén módon gyenge szignifikanciák jellemzik. A Durbin-Watson mutató, mint egyetlen más esetben, úgy itt sem utal számottevő autokorrelációra a hibatagokban. Homlokegyenest ellenkező képet kapunk azonban, ha az utolsó 12-13 év adatait vesszük szemügyre:



5.6. tábla: A különböző hozamparitások regressziói DEM-USD relációban  
1 hónapos vizsgálati periódusra (1991M1:2003M9)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
ln s <sub>1</sub> -ln s <sub>0</sub> (5.1.b.)	n	12	24	36	60	84	120
	$\alpha$	0,000 (0,003)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)
	$\beta$	1,233 (0,811)	1,510** (0,431)	1,253** (0,292)	0,852** (0,189)	0,653** (0,150)	0,475** (0,112)
	R <sup>2</sup>	0,015	0,075	0,108	0,119	0,112	0,107
	F	2,311	12,257	18,355	20,407	18,952	18,084
	p-érték	0,131	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
	DW	1,705	1,771	1,821	1,906	1,925	1,902
Wald-teszt	F	0,061	0,736	0,410	0,335	2,707	11,07
$\alpha=0, \beta=1$	p-érték	0,940	0,481	0,664	0,716	0,070	0,000

A számításához havi záró adatokat használtam. A megfigyelések száma N=153. Jelölések, mint az 5.3 táblában.

Az 1 éves (az alkalmazott proxyzás miatt amúgy is a legjelentősebb torzítást tartalmazó) hozamparitástól eltekintve valamennyi esetben erősen szignifikáns regressziót és béta paramétert kapunk. Béta pontbecslése minden esetben pozitív, sőt HP-2, HP-3 és HP-5 esetekben a 95%-os becslési intervallumba esik az elméletnek megfelelő 1 érték is. Figyelmet érdemelnek – az árfolyamváltozás modellezésénél – tisztesnek mondható R<sup>2</sup>-ek is.

Joggal merülhet fel a kérdés, hogy mi lehet az egyes részidőszakok eltérő eredményeinek magyarázata? Természetesen csak intuitív – bár a stilizált tényekkel összhangban álló – választ tudok megfogalmazni: a 80-as és 90-es évek fordulóján a pénzügyi piacok és intézmények deregulációjával, és a nemzetközi tőkekapcsolatok ugrásszerű élénkülésével párhuzamosan az intézményi befektetők piacvezető szerepe mindinkább érvényesülhetett.<sup>141</sup>

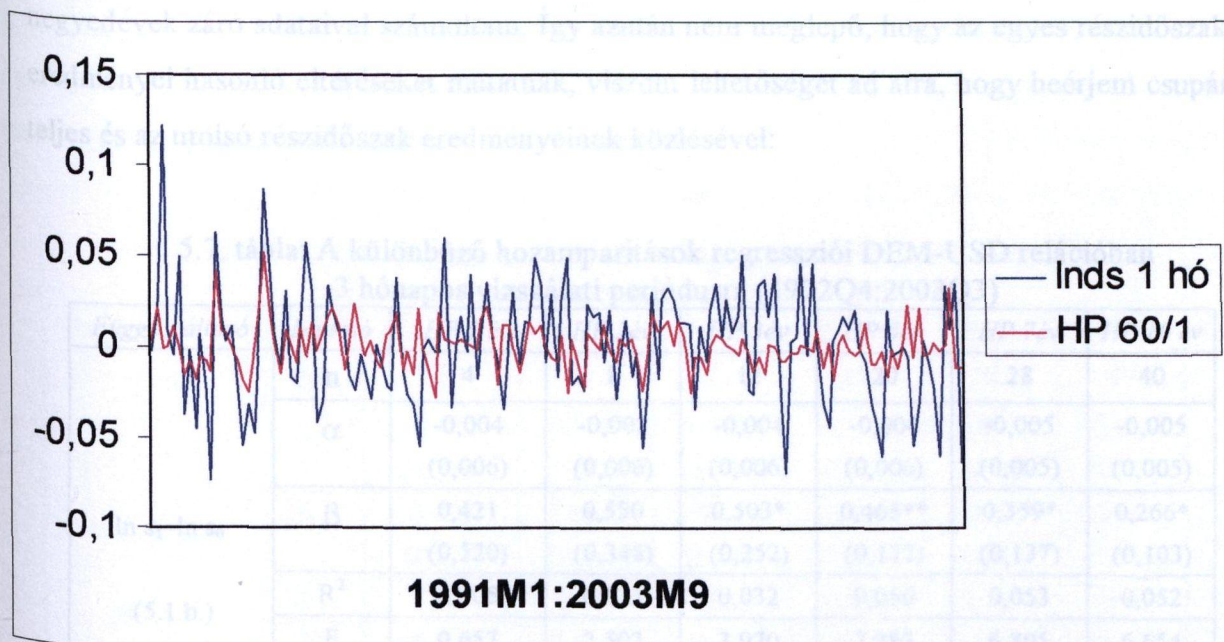
A devizapiaci intervenciók aránya ugyanakkor mind kisebb, már-már marginális súllyal jelenhetett meg a horribilis méreteket öltő devizapiaci forgalmon belül. Froot és Ramadorai [2002] is igen erős kapcsolatot dokumentáltak rövidtávon (a sejtésük szerint is az intézményi befektetők nemzetközi tőkeallokációs döntései által dominált) devizapiaci forgalom és a prémium hozam között 1994 és 2001 közti adatokból kiinduló vizsgálataikban.

Mielőtt további spekulációkba bonyolódnék, előbb bemutatom az 5.6-os táblában „legszebb” eredményt hozó, 5 éves horizontú hozamparitás és az árfolyamváltozás együttes ábráját:

<sup>141</sup> A konkrét relációban még az a tényező is szerepet játszhatott, hogy az újraegyesítés hihetetlenül magas finanszírozási terheivel küzdő Németország korábban soha nem látott mértékben szorult rá a külső forrásbevonásra a 90-es évek elejétől.

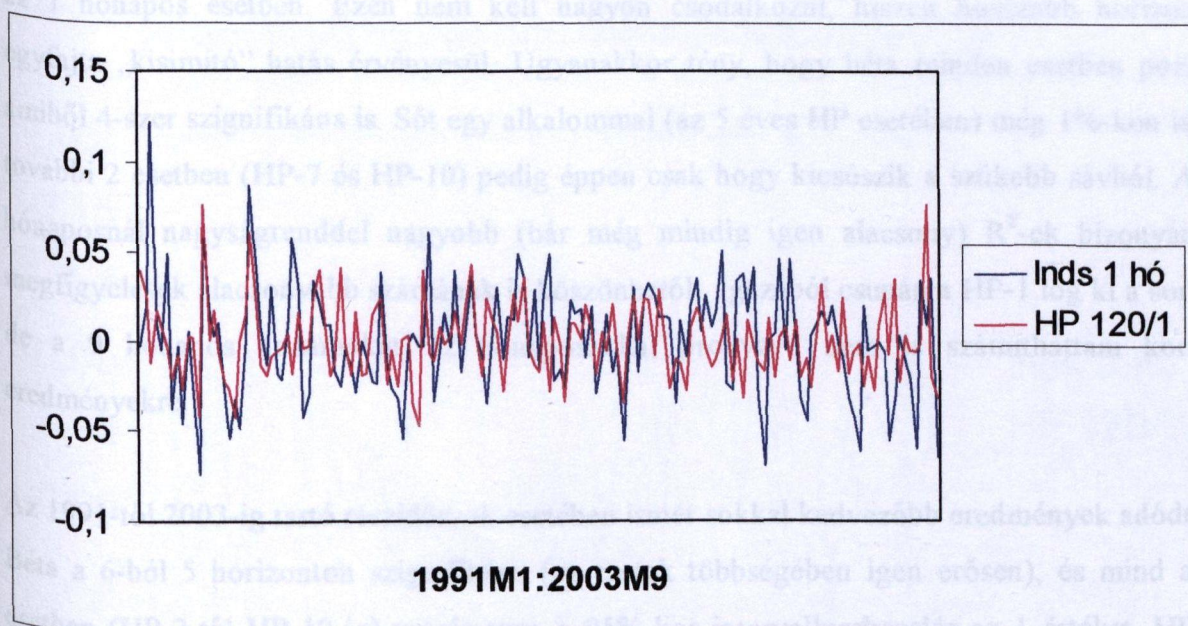


5.3. ábra: DEM/USD 1 havi árfolyamváltozás és hozamparitás (n=60)



Bár az együttmozgás korántsem „tökéletes”, a hozamparitás számos esetben esik egybe az árfolyamváltozással utóbbi jelentős mozgásai alkalmával is.<sup>142</sup> A 10 éves hozamparitásnál az egybeesések helyenként még szembeötlők. Igaz itt a „tévedések” is nagyobbak a közölt regresszióval összhangban:

5.4. ábra: DEM/USD 1 havi árfolyamváltozás és hozamparitás (n=120)



<sup>142</sup> Ezen a ponton szeretném felhívni a figyelmet arra, hogy az ábrákban látható időpont megjelölések minden esetben a vizsgált időszak kezdetét mutatják.



A 3 hónapos perióduson ugyanebből az adatbázisból dolgoztam a különbséggel, hogy a negyedévek záró adataival számoltam. Így azután nem meglepő, hogy az egyes részidőszakok eredményei hasonló eltéréseket mutatnak, viszont lehetőséget ad arra, hogy beérjem csupán a teljes és az utolsó részidőszak eredményeinek közlésével:

5.7. tábla: A különböző hozamparitások regressziói DEM-USD relációban  
3 hónapos vizsgálati periódusra (1972Q4:2003Q3)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
ln s <sub>1</sub> -ln s <sub>0</sub>  (5.1.b.)	n	4	8	12	20	28	40
	α	-0,004 (0,006)	-0,002 (0,006)	-0,004 (0,006)	-0,004 (0,006)	-0,005 (0,005)	-0,005 (0,005)
	β	0,421 (0,520)	0,550 (0,348)	0,503* (0,252)	0,465** (0,172)	0,359* (0,137)	0,266* (0,103)
	R <sup>2</sup>	0,005	0,023	0,032	0,056	0,053	0,052
	F	0,657	2,502	3,970	7,283	6,805	6,654
	p-érték	0,419	0,117	0,049	0,008	0,010	0,011
	DW	1,826	1,783	1,800	1,816	1,853	1,871
Wald-teszt	F	0,735	0,767	2,065	4,996	11,13	25,74
α=0, β=1	p-érték	0,482	0,467	0,131	0,008	0,000	0,000

A számításhoz negyedéves záró adatokat használtam. A megfigyelések száma N=124, kivéve a 2 éves horizont, ahol az USA hozamok csak 1976Q3-tól álltak rendelkezésre, így N=108. Jelölések mint az 5.3 táblában.

3 hónapos periódust szemlélve a teljes időszakra vonatkozó eredmények kedvezőbbek, mint az 1 hónapos esetben. Ezen nem kell nagyon csodálkozni, hiszen hosszabb horizonton egyfajta „kisimító” hatás érvényesül. Ugyanakkor tény, hogy béta minden esetben pozitív, amiből 4-szer szignifikáns is. Sőt egy alkalommal (az 5 éves HP esetében) még 1%-kon is az, további 2 esetben (HP-7 és HP-10) pedig éppen csak hogy kicsúszik a szűkebb sávból. Az 1 hónaposnál nagyságrenddel nagyobb (bár még mindig igen alacsony) R<sup>2</sup>-ek bizonyára a megfigyelések alacsonyabb számának is köszönhetők. Igazából csupán a HP-1 lóg ki a sorból, de a 9 hónapos hozamokat 12 hónaposakkal proxyzva nem is számíthattam korrekt eredményekre.

Az 1991-től 2003-ig tartó részidőszak esetében ismét sokkal kedvezőbb eredmények adódnak. Béta a 6-ból 5 horizonton szignifikáns (az esetek többségében igen erősen), és mind az 5 esetben (HP-2-től HP-10-ig) tartalmazza a 95%-kos intervallumbecslés az 1 értéket. HP-10 esetében még a pontbecslés is a közvetlen közelébe esik, és egyéb paramétereiben is ez a regresszió tűnik a legkedvezőbbnek. Az árfolyamváltozás varianciájának is több mint 1/3-át sikerül megragadni. (Bár a viszonylag magas R<sup>2</sup>-ek nyilván a megfigyelések alacsony



számával is összefüggenek.) Ismét csak a HP-1 az egyetlen, amely – valószínűleg az adatok erős torzítása miatt – nem ad megnyugtató értékeket. A többi esetben a horizont növelésével a béta értéke fokozatosan csökken, ami a HP-k varianciájának növekedésével, és a korábbi táblázatokban közölt eredményekkel is egybevág.

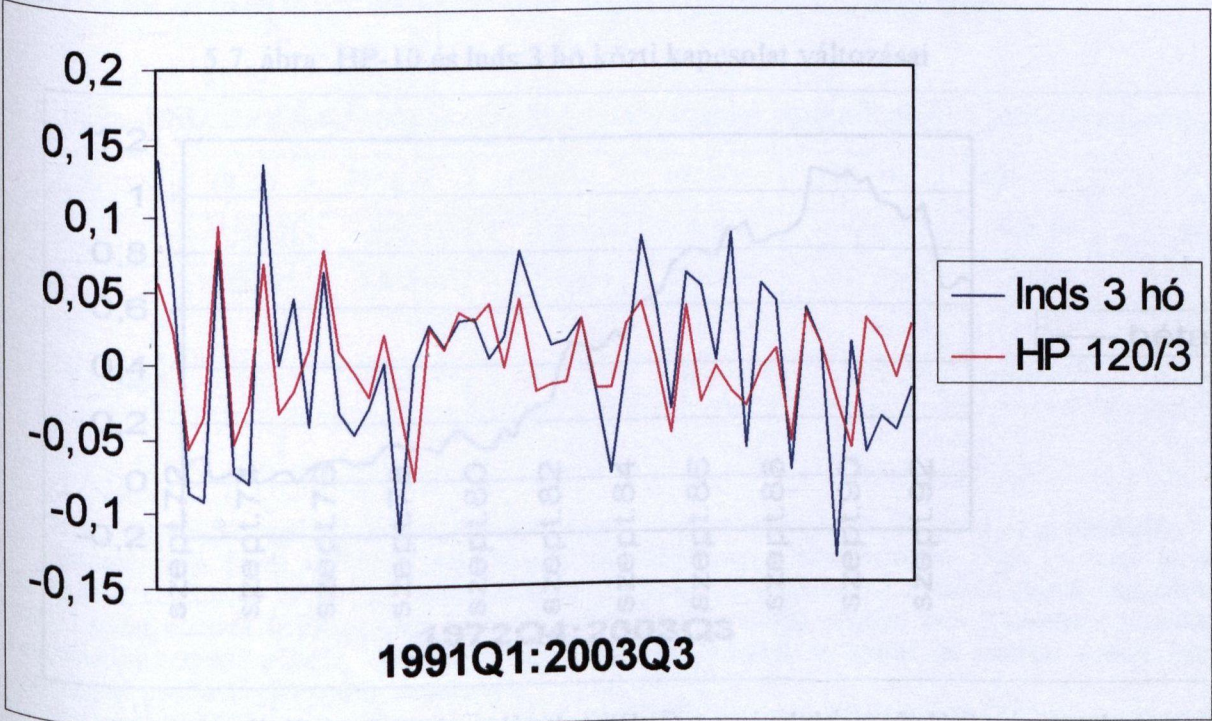
5.8. tábla: A különböző hozamparitások regressziói DEM-USD relációban  
3 hónapos vizsgálati periódusra (1991Q4:2003Q3)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
<div>ln s<sub>1</sub>–ln s<sub>0</sub></div> <div>(5.1.b.)</div>	n	4	8	12	20	28	40
	α	-0,002 (0,009)	-0,002 (0,008)	-0,002 (0,008)	0,001 (0,007)	0,001 (0,007)	0,001 (0,007)
	β	0,718 (1,197)	1,880* (0,716)	1,741** (0,481)	1,395** (0,308)	1,221** (0,248)	0,986** (0,186)
	R <sup>2</sup>	0,007	0,123	0,211	0,280	0,331	0,365
	F	0,360	6,890	13,123	20,444	24,268	28,107
	p-érték	0,551	0,012	0,001	0,000	0,000	0,000
	DW	1,926	1,670	1,636	1,745	1,799	1,882
<div>Wald-teszt</div> <div>α=0, β=1</div>	F	0,044	0,785	1,220	0,842	0,421	0,010
	p-érték	0,957	0,462	0,304	0,437	0,659	0,990

A számításhoz negyedéves záró adatokat használtam. A megfigyelések száma N=51. Jelölések mint az 5.3 tábla.

Lássuk a HP-10 ábráját is!

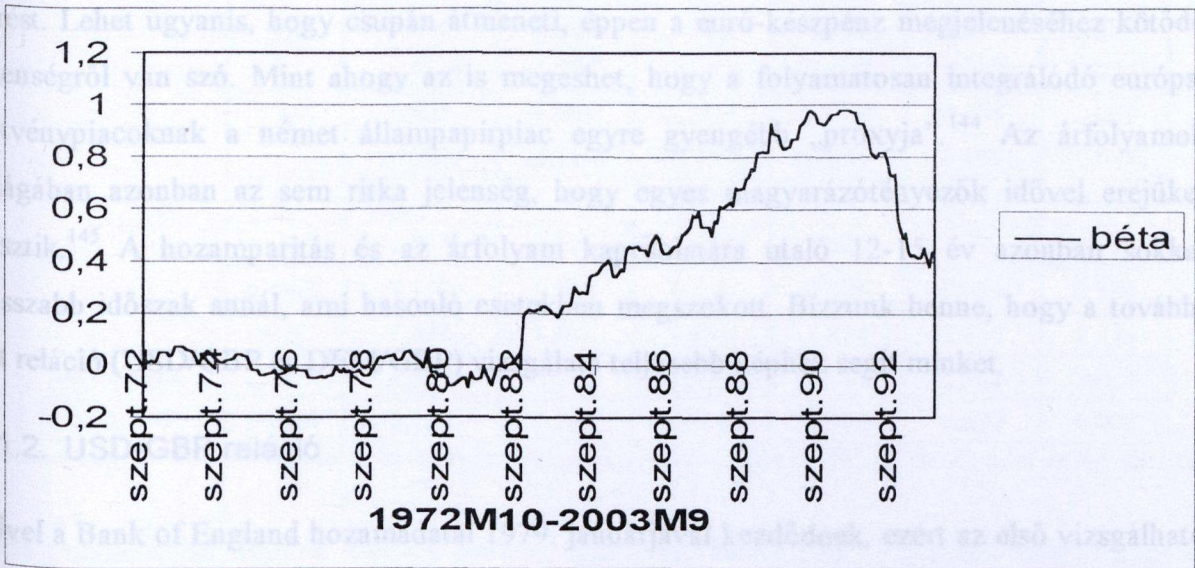
5.5 ábra: DEM/USD 3 havi árfolyamváltozás és hozamparitás (n=40)





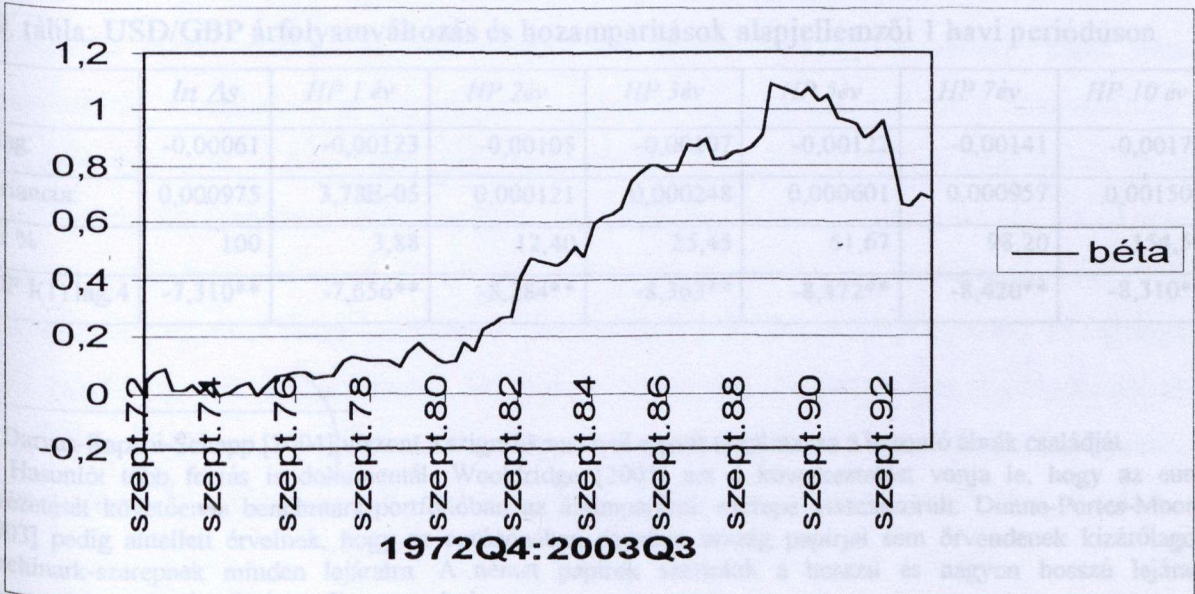
Mint az ábrából kitűnik, a hozamparitás és az árfolyamváltozás közötti kapcsolat az euró-  
érában sem romlott jelentős mértékben, igaz a megelőző időszakban helyenként sokkal  
impresszívabb az együttmozgás. A hozamparitás és az árfolyamváltozás közti kapcsolat  
időbeli változásainak szemléltetésére az Excel „lineáris illesztés” modulja segítségével  
meghatároztam 10 éves mozgó intervallumokon a béta paraméterek alakulását. Szemléltetésül  
a már korábban is használt HP-5 és HP-10 adatsorok és az árfolyamváltozás közötti mozgó  
lineáris együttthatókat mutatom be (1, ill. 3 hónapos periódus):

5.6. ábra: HP-5 és Lnds 1 hó közti lineáris együtttható változásai



Az együttthatók 120 elemű (10 éves időszakot átölelő) mozgó adatbázis-párokból származnak.

5.7. ábra: HP-10 és Lnds 3 hó közti kapcsolat változásai



Az együttthatók 40 elemű (10 éves időszakot átölelő) mozgó adatbázis-párokból származnak.



Az ábrában látható együttthatók szignifikanciájáról nincs információ.<sup>143</sup> Céлом csupán az, hogy szemléltessem: különböző 10 éves időszakokat alapul véve a mintákban mérhető béták milyen változásokon mentek keresztül. Miközben a 80-as évekkel záruló mintákban semmiféle kapcsolat nem érzékelhető, addig a 80-es évek közepétől induló mintákban az együtttható pozitív, és pontbecslése helyenként igen közel esik az elmélet szerinti 1 értékhez.

Szembeötlő mindkét ábrában az is, hogy az új évezred elején, 2002 körül a béta pontbecslések némileg visszaestek, vagyis eltávolodtak az egységnyi értéktől. Ezt azonban jóval óvatosabban lehet csak értelmezni, mint a valamikor a 80-as évek derekán bekövetkezett törést. Lehet ugyanis, hogy csupán átmeneti, éppen a euró-készpénz megjelenéséhez kötődő jelenségről van szó. Mint ahogy az is megeshet, hogy a folyamatosan integrálódó európai kötvénypiacoknak a német állampapírpiac egyre gyengébb „proxyja”.<sup>144</sup> Az árfolyamok világában azonban az sem ritka jelenség, hogy egyes magyarázótenyezők idővel erejüket veszítik.<sup>145</sup> A hozamparitás és az árfolyam kapcsolatára utaló 12-15 év azonban sokkal hosszabb időszak annál, ami hasonló esetekben megszokott. Bízunk benne, hogy a további két reláció (USD/GBP és DEM/GBP) vizsgálata teljesebb képhez segít minket.

5.1.2. USD-GBP reláció

Mivel a Bank of England hozamadatai 1979. januárjával kezdődnek, ezért az első vizsgálható periódus 1979 februárjára esett. Adataim az előző relációhoz hasonlóan 2003 szeptemberével érnek véget, és most is először az idősorok alapvető jellemzőit mutatom be:

5.9. tábla: USD/GBP árfolyamváltozás és hozamparitások alapjellemzői 1 havi perióduson

	<i>ln Δs</i>	<i>HP 1 év</i>	<i>HP 2év</i>	<i>HP 3év</i>	<i>HP 5év</i>	<i>HP 7év</i>	<i>HP 10 év</i>
Átlag:	-0,00061	-0,00123	-0,00105	-0,00107	-0,00122	-0,00141	-0,00179
Variancia:	0,000975	3,78E-05	0,000121	0,000248	0,000601	0,000957	0,001507
Var %	100	3,88	12,40	25,45	61,67	98,20	154,59
ADF I(1) lag:4	-7,310**	-7,656**	-8,284**	-8,363**	-8,472**	-8,420**	-8,310**

<sup>143</sup> Darvas-Rappai-Schepp [2004] viszont a szignifikanciával együtt tartalmazza a hasonló ábrák családját.  
<sup>144</sup> Hasonlót több forrás is dokumentál. Wooldridge [2001] azt a következtetést vonja le, hogy az euró bevezetését követően a benchmark-portfólióban az állampapírok szerepe visszaszorult. Dunne-Portes-Moore [2003] pedig amellet érvelnek, hogy az eurózónában egyetlen ország papírjai sem örvendenek kizárólagos benchmark-szerepnek minden lejáratra. A német papírok szerintük a hosszú és nagyon hosszú lejáratú szegmensek meghatározó tényezői manapság is.  
<sup>145</sup> Erre maga az ECB is utal a 2002. januári Havi Jelentésében, az euró árfolyamát befolyásoló fundamentális tényezőkről megjelentett hivatalos tanulmányában.



Ami elsőre feltűnik, az a hosszabb horizonton számolt hozamparitásoknak a DEM/USD relációban tapasztaltnál jóval nagyobb varianciája, ami utalhat arra is, hogy a brit kötvényhozamok volatilitása meghaladja a németekét. A teljes időszakot 1 hónapos perióduson vizsgálva némileg kedvezőbb eredmények adódnak, mint DEM/USD viszonylatban:<sup>146</sup>

5.10. tábla: A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban  
1 hónapos vizsgálati periódusra (1979M2:2003M9)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
ln s <sub>1</sub> -ln s <sub>0</sub>  (5.1.b.)	n	12	24	36	60	84	120
	α	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)
	β	0,425 (0,295)	0,386* (0,164)	0,273* (0,115)	0,155* (0,074)	0,105 (0,059)	0,062 (0,047)
	R <sup>2</sup>	0,007	0,018	0,019	0,011	0,011	0,006
	F	2,078	5,524	5,662	4,432	3,197	1,770
	p-érték	0,150	0,019	0,018	0,036	0,075	0,184
	DW	1,837	1,835	1,835	1,834	1,833	1,835
Wald-teszt	F	1,959	7,037	20,21	65,73	117,1	201,3
α=0, β=1	p-érték	0,143	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000

A számításokhoz havi záró adatokat használtam. A megfigyelések száma N=296. Jelölések mint az 5.3 táblában.

Béta pontbecslése minden esetben pozitív, igaz ezek közül csak 3 esetben szignifikáns és minden esetben kisebb 1-nél. A rendelkezésre álló adatsort két, megközelítőleg egyforma hosszúságú részydőszakra (1979M2:1990M12, és 1991M1:2003M9) bontva is elvégeztem a számításokat, és az eredmények – ha lehet – még drasztikusabb eltéréseket mutatnak, mint DEM/USD viszonylatban: az első részydőszak eredményei (5.11. tábla) túlzás nélkül „tragikusnak” mondhatók, és mindennemű kapcsolat teljes hiányát sejtetik a hozamparitás és az árfolyamváltozás között. Ezzel szemben az utolsó 12-13 évet felölelő részydőszakra ismét a hipotézissel összhangban álló, erősen szignifikáns béta paramétereket, és komoly magyarázóerőt tapasztalhatunk (5.12-es tábla). HP-5 esetében béta pontbecslése igen közel esik az 1-hez, egyúttal ez az egyetlen paritás, melynél a 95%-os intervallumba az egységnyi érték belefér (igaz itt igen könnyen). Mi több: a Wald-teszt alapján a teljes alaphipotézis, azaz [α,β]=[0,1] sem vethető el. A 2-höz nagyon közeli Durbin-Watson statisztikák pedig a hibatagok autokorrelálatlanságát, illetve a regressziók viszonylagos megbízhatóságát jelzik.

<sup>146</sup> Emlékeztetek rá, hogy a számításokhoz a Bundesbank, illetve az ECB hivatalos jegyzéseiből számított



5.11. tábla: A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban  
1 hónapos vizsgálati periódusra (1979M2:1990M12)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
ln s <sub>1</sub> -ln s <sub>0</sub> (5.1.b.)	n	12	24	36	60	84	120
	α	-0,001 (0,003)	-0,000 (0,003)	-0,000 (0,003)	-0,000 (0,003)	-0,000 (0,003)	-0,000 (0,003)
	β	-0,285 (0,364)	-0,037 (0,205)	-0,024 (0,143)	-0,018 (0,092)	-0,023 (0,074)	-0,029 (0,060)
	R <sup>2</sup>	0,004	0,000	0,000	0,000	0,001	0,002
	F	0,614	0,032	0,028	0,037	0,095	0,231
	p-érték	0,435	0,858	0,868	0,849	0,759	0,632
	DW	1,938	1,910	1,910	1,910	1,915	1,921
Wald-teszt α=0, β=1	F	6,264	12,76	25,49	60,65	96,60	148,1
	p-érték	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

A számításokhoz havi záró adatokat használtam. A megfigyelések száma N=143. Jelölések mint az 5.3 táblában.

5.12. tábla: A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban  
1 hónapos vizsgálati periódusra (1991M1:2003M9)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
ln s <sub>1</sub> -ln s <sub>0</sub> (5.1.b.)	n	12	24	36	60	84	120
	α	0,004 (0,002)	0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,000 (0,002)	-0,000 (0,002)
	β	3,872** (0,544)	2,313** (0,286)	1,613** (0,199)	0,912** (0,132)	0,633** (0,105)	0,375** (0,081)
	R <sup>2</sup>	0,251	0,302	0,303	0,241	0,194	0,124
	F	50,694	65,195	65,735	48,035	36,254	21,372
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	DW	2,072	2,172	2,160	2,063	1,960	1,839
Wald-teszt α=0, β=1	F	13,97	10,52	4,754	0,242	6,096	29,79
	p-érték	0,000	0,000	0,010	0,785	0,002	0,000

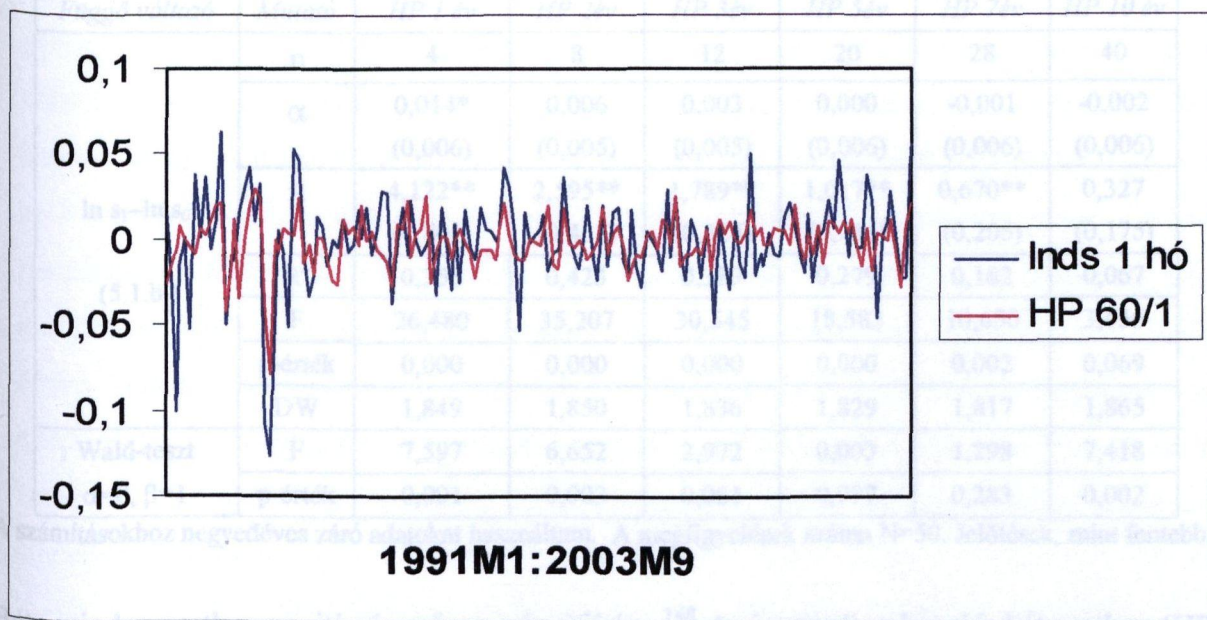
A számításokhoz havi záró adatokat használtam. A megfigyelések száma N=153. Jelölések mint az 5.3 táblában.

Érdemes ábrában is szemügyre venni HP-5 és az árfolyamváltozás együttmozgását a második részüszakokra. Akár az angol font 1992-es emlékezetes válságának időszakát (a látványos zuhanás az időszak elején), akár a legfrissebb időszakot nézzük, az egybeesések egészen megdöbbentőek. Ezzel együtt természetesen olyan időszakok is láthatók, amikor a két változó mozgása egymástól elszakadt.

kereszt-árfolyamokat használtam fel a megfelelő brit és amerikai adatsorok hiányában.



5.8. ábra: USD/GBP 1 havi árfolyamváltozás és hozamparitás (n=60)



3 hónapos periódusra – a korábbiak tükrében némileg meglepő módon – az egész időszakra is kedvezőtlen regressziós eredmények adódnak.<sup>147</sup>

5.13. tábla: A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban  
3 hónapos vizsgálati periódusra (1979M2:2003M7)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
ln s <sub>1</sub> -ln s <sub>0</sub> (5.1.b.)	n	4	8	12	20	28	40
	$\alpha$	-0,004 (0,006)	-0,002 (0,006)	-0,002 (0,006)	-0,002 (0,006)	-0,003 (0,006)	-0,003 (0,006)
	$\beta$	-0,494 (0,006)	-0,048 (0,319)	-0,013 (0,218)	-0,045 (0,141)	-0,074 (0,113)	-0,105 (0,090)
	R <sup>2</sup>	0,007	0,000	0,000	0,001	0,004	0,014
	F	0,722	0,222	0,004	0,104	0,433	1,357
	p-érték	0,398	0,882	0,952	0,747	0,512	0,247
	DW	2,074	2,023	2,017	2,028	2,039	2,047
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	3,339	5,412	10,84	27,66	45,25	75,77
	p-érték	0,040	0,006	0,000	0,000	0,000	0,000

A számításokhoz havi záró adatokat használtam. A megfigyelések száma N=98. Jelölések mint az 5.3 táblában.

A havi periódusú eredmények tapasztalataiból okulva itt is csupán a második részüszak eredményeit közlöm:

<sup>147</sup> A teljes időszak vizsgálatakor a január-április-július-október ciklus záró adataival számoltam, míg az 1991 és 2003 közti részüszak esetén lehetőségem volt visszatérni a szokásos negyedéves záró adatok használatához.



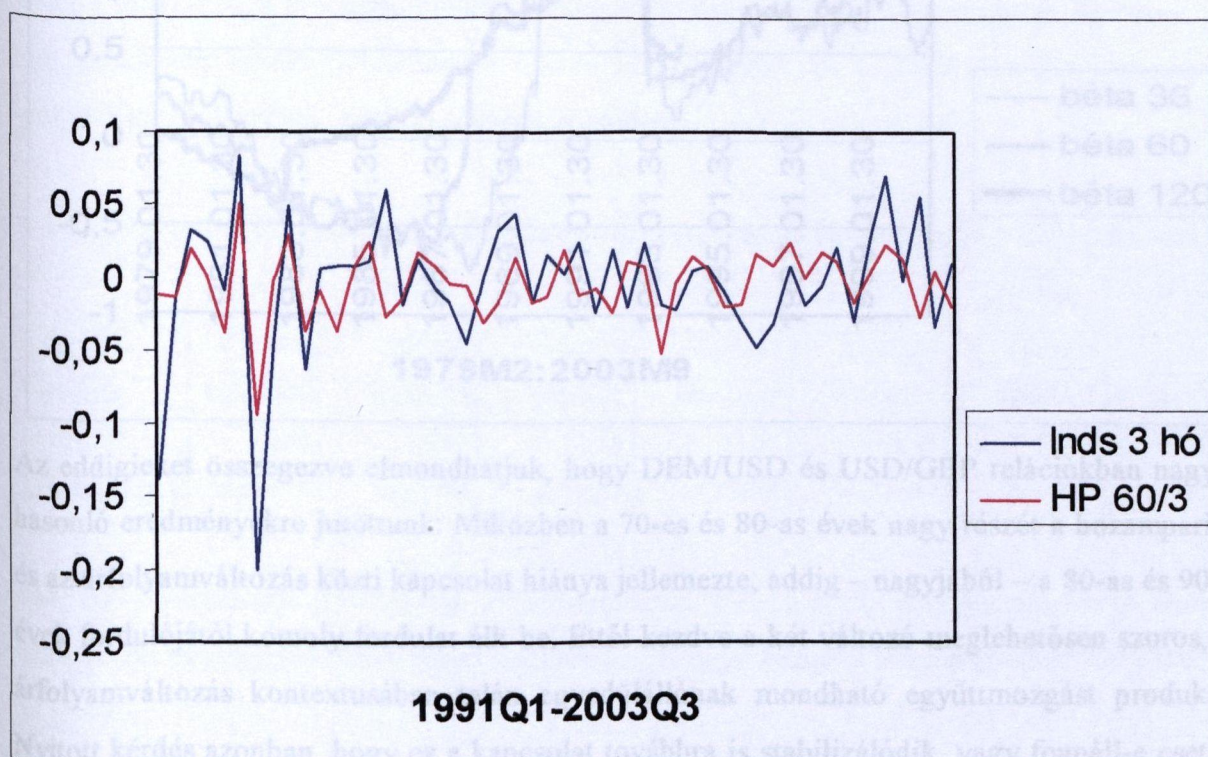
5.14. tábla: A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban  
3 hónapos vizsgálati periódusra (1991Q1:2003Q3)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
ln s <sub>1</sub> -ln s <sub>0</sub> (5.1.b.)	n	4	8	12	20	28	40
	$\alpha$	0,014* (0,006)	0,006 (0,005)	0,003 (0,005)	0,000 (0,006)	-0,001 (0,006)	-0,002 (0,006)
	$\beta$	4,122** (0,801)	2,595** (0,437)	1,789** (0,324)	1,017** (0,236)	0,670** (0,205)	0,327 (0,175)
	R <sup>2</sup>	0,356	0,423	0,389	0,279	0,182	0,067
	F	26,480	35,207	30,545	18,583	10,650	3,456
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,069
	DW	1,849	1,850	1,836	1,829	1,817	1,865
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	7,597	6,652	2,972	0,003	1,298	7,418
	p-érték	0,001	0,003	0,061	0,997	0,283	0,002

A számításokhoz negyedéves záró adatokat használtam. A megfigyelések száma N=50. Jelölések, mint fentebb.

Béta minden esetben pozitív és erősen szignifikáns.<sup>148</sup> Az intervallumbecslés két esetben (HP-5 és HP-7) is tartalmazza az egységnyi értéket, amit a Wald-teszt is megerősít. HP-5 esetében béta pontbecslése is egészen közel esik az egységnyihez. Ezért ennek az ábráját mutatom be:

5.9. ábra: USD/GBP 3 havi árfolyamváltozás és hozamparitás (n=20)

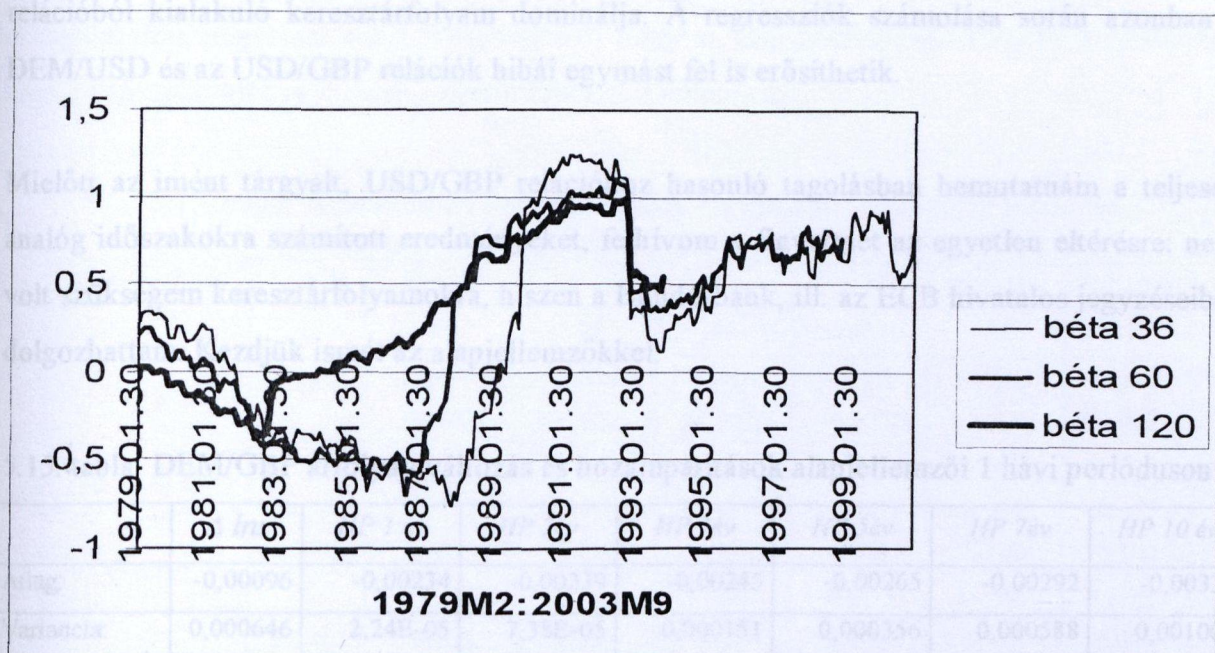


<sup>148</sup> Bár HP-1 esetében most alfa is szignifikáns, ennek nem tulajdonítok különösebb jelentőséget, mivel a becslés itt a leginkább torzított (hiszen a 9 hónapos hozamokat proxyztam az 1 évesekkel).



Bár az együttmozgás helyenként igen impozáns, azért USD/GBP relációban is feltűnő – különösen a 3 hónapos periódust szemlélve –, hogy a legfrissebb adatok esetében némileg gyengül a kapcsolat. A DEM/USD relációban bemutatotthoz hasonló, havi perióduson számított „mozgó bétákat” tartalmazó ábránk is megerősíti ezt a benyomást. A vizuális impresszió ugyanakkor kissé félrevezető is lehet, ezért a 10 éves (120 tagú) időszakok mellett az 5 éves (60 tagú) és a 3 éves (36 tagú) mozgó „ablakokat” is megvizsgáltam a második részütemre legkedvezőbb regressziókat szolgáltatató HP-5 esetére. Az együttes ábra alapján már komoly bátorságot igényelne jóslatokba bocsátkozni a változók közötti kapcsolat jövőjére nézve. Sem a további szoros együttmozgás (erre utalnak a rövidebb, kisebb tagszámú, vagyis a mához közelebbi értékűeket is tartalmazó görbék), sem a kapcsolat esetleges gyengülése nem zárható ki egyértelműen. Viszont az euró bevezetésével való összefüggés ebben a relációban aligha vélelmezhető.

5.10. ábra: HP-5 és lnds 1 hó közti kapcsolat változásai USD/GBP relációban



Az eddigieket összegezve elmondhatjuk, hogy DEM/USD és USD/GBP relációkban nagyon hasonló eredményekre jutottunk. Miközben a 70-es és 80-as évek nagy részét a hozamparitás és az árfolyamváltozás közti kapcsolat hiánya jellemezte, addig – nagyjából – a 80-as és 90-es évek fordulójától komoly fordulat állt be. Ettől kezdve a két változó meglehetősen szoros, az árfolyamváltozás kontextusában talán egyedülállónak mondható együttmozgást produkált. Nyitott kérdés azonban, hogy ez a kapcsolat továbbra is stabilizálódik, vagy fennáll-e esetleg a kapcsolat későbbi elhalványulásának esélye. A magam részéről utóbbit nem tartom túl valószínűnek, hiszen a korábbi törést legplauzibilisebben magyarázó, jelentős intézményi változásokhoz hasonló folyamatok napjainkban nem érzékelhetők.



5.1.3. DEM-GBP reláció

Az eddigiek alapján arra számíthatnánk, hogy DEM/GBP viszonylatban a korábban megismertekhez hasonló jelenségek mérhetők. Ezt sejteti az is, hogy definíciószerűen fennállnak a következők:

(5.3.a)  $\ln\Delta_s(\text{DEM/GBP}) = \ln\Delta_s(\text{DEM/USD}) + \ln\Delta_s(\text{USD/GBP})$

(5.3.b)  $\text{HP}(\text{DEM/GBP}) = \text{HP}(\text{DEM/USD}) + \text{HP}(\text{USD/GBP})$

Noha abszolút értelemben a DEM/GBP relációban is óriási összegek forognak a devizapiacokon, ezek mégis eltörpülnek a másik két reláció forgalma mögött. (V.ö. 5.1.tábla!) Bizonyára nem tévedünk, ha úgy véljük: a márka és font átváltási arányát a másik két relációból kialakuló keresztárfolyam dominálja. A regressziók számolása során azonban a DEM/USD és az USD/GBP relációk hibái egymást fel is erősíthetik.

Mielőtt az imént tárgyalt, USD/GBP relációhoz hasonló tagolásban bemutatnám a teljesen analóg időszakokra számított eredményeket, felhívom a figyelmet az egyetlen eltérésre: nem volt szükségem keresztárfolyamokra, hiszen a Bundesbank, ill. az ECB hivatalos jegyzéseiből dolgozhattam. Kezdjük ismét az alapjellemzőkkel:

5.15. tábla: DEM/GBP árfolyamváltozás és hozamparitások alapjellemzői 1 havi perióduson

	$\Delta \ln s$	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
Átlag:	-0,00096	-0,00234	-0,00239	-0,00245	-0,00265	-0,00292	-0,00337
Variancia:	0,000646	2,24E-05	7,38E-05	0,000151	0,000356	0,000588	0,001005
Var %	100	3,47	11,43	23,35	55,05	91,06	155,61
ADF I(1) lag:4	-8,025**	-6,394**	-8,394**	-8,820**	-9,086**	-9,647**	-10,664**

Már HP-7 varianciája is vetekszik az árfolyaméval, HP-10 pedig másfélszer akkora értékkel szolgál. Az egységgyök-teszt ebben a relációban is egyértelműen stacioner idősorokra utal.

A teljes időszakra számított regressziókban béta pontbecslése minden horizonton erősen szignifikáns és negatív, a 95%-os intervallum valamennyiszer csakis negatív értékeket tartalmaz.



5.16. tábla: A különböző hozamparitások regressziói DEM-GBP relációban  
1 hónapos vizsgálati periódusra (1979M2:2003M9)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
$\ln s_1 - \ln s_0$ (5.1.b.)	n	12	24	36	60	84	120
	$\alpha$	-0,003* (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,001)	-0,002 (0,001)	-0,002 (0,001)	-0,002 (0,001)
	$\beta$	-0,989** (0,308)	-0,560** (0,169)	-0,384** (0,119)	-0,266** (0,077)	-0,225** (0,060)	-0,192** (0,045)
	$R^2$	0,034	0,036	0,034	0,039	0,046	0,057
	F	10,318	10,937	10,469	11,931	14,265	17,852
	p-érték	0,001	0,001	0,001	0,001	0,000	0,000
	DW	1,843	1,857	1,853	1,837	1,831	1,836
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	21,33	42,90	68,59	135,7	211,7	346,0
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

A számításokhoz havi záró adatokat használtam. A megfigyelések száma N=296. Jelölések mint az 5.3 táblában.

A tapasztaltak nagyrészt annak köszönhetők, hogy az első részidőszakot ebben a relációban nem a kapcsolat hiánya, hanem *negatív kapcsolat* jellemezte:

5.17. tábla: A különböző hozamparitások regressziói DEM-GBP relációban  
1 hónapos vizsgálati periódusra (1979M2:1990M12)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
$\ln s_1 - \ln s_0$ (5.1.b.)	n	12	24	36	60	84	120
	$\alpha$	-0,007** (0,003)	-0,005* (0,002)	-0,004 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)
	$\beta$	-1,472** (0,371)	-0,783** (0,199)	-0,528** (0,138)	-0,344** (0,089)	-0,273** (0,069)	-0,210** (0,053)
	$R^2$	0,100	0,099	0,094	0,096	0,100	0,100
	F	15,707	15,554	14,640	14,973	15,644	15,693
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	DW	1,998	2,017	1,995	1,947	1,922	1,910
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	22,51	40,71	61,69	114,7	170,8	261,2
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

A számításokhoz havi záró adatokat használtam. A megfigyelések száma N=143. Jelölések mint az 5.3 táblában.

A második részidőszak pozitív kapcsolata ugyanakkor ebben a relációban – a korábbiakkal ellentétben – rendkívül gyenge, szignifikánsan gyakorlatilag nem is mérhető (5.18. tábla).<sup>149</sup>

Annyi azért elmondható, hogy a béták pontbecslései legalább többnyire pozitívak.

<sup>149</sup> Bár néhány esetben (HP-1, HP-2, és HP-3) a Wald-teszt nem veti el az alaphipotézist, de ugyanígy azt sem lehet elvetni, hogy a regresszió teljesen irreleváns.



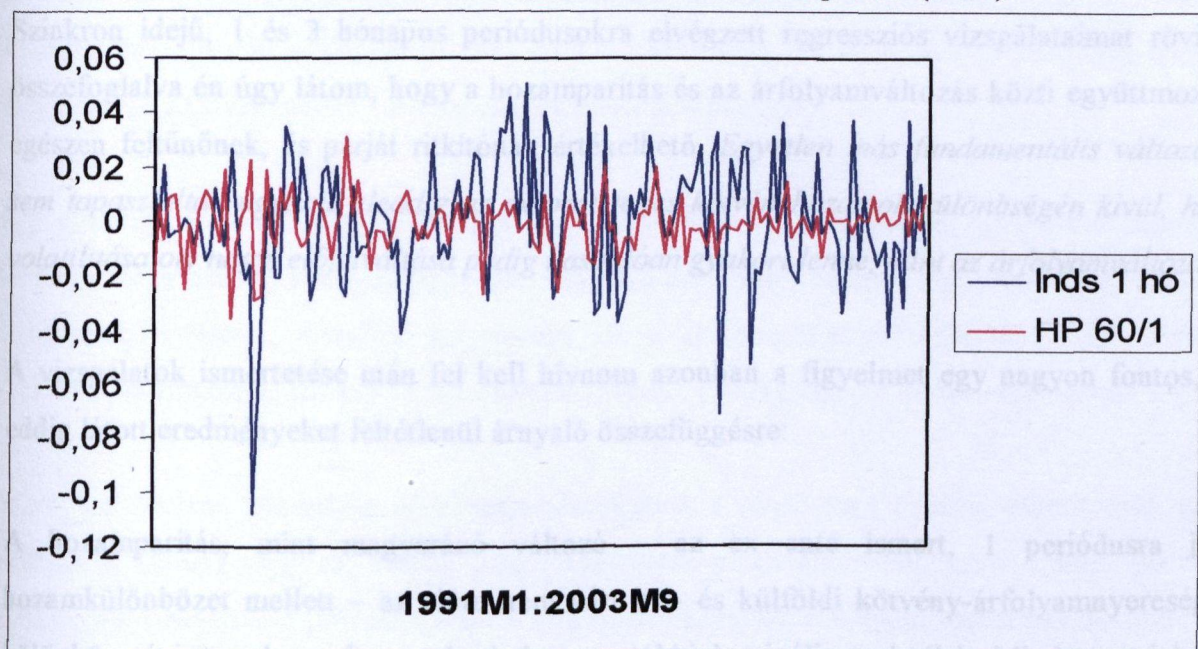
5.18. tábla: A különböző hozamparitások regressziói DEM-GBP relációban  
1 hónapos vizsgálati periódusra (1991M1:2003M9)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
ln $s_t$ - ln $s_0$ (5.1.b.)	n	12	24	36	60	84	120
	$\alpha$	0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,000 (0,002)	-0,000 (0,002)	-0,000 (0,002)
	$\beta$	0,664 (0,715)	0,439 (0,393)	0,332 (0,279)	0,165 (0,188)	0,032 (0,146)	-0,107 (0,108)
	$R^2$	0,006	0,008	0,009	0,005	0,000	0,007
	F	0,861	1,251	1,419	0,771	0,047	0,989
	p-érték	0,355	0,265	0,235	0,381	0,829	0,322
	DW	1,740	1,747	1,747	1,750	1,747	1,751
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	0,233	1,147	2,991	9,920	22,16	53,06
	p-érték	0,792	0,320	0,053	0,000	0,000	0,000

A számításokhoz havi záró adatokat használtam. A megfigyelések száma N=153. Jelölések mint az 5.3 táblában.

Mivel 3 hónapos periódusra (a kisebb elemszámmal összefüggésben némileg magasabb  $R^2$ -ek eltekintve) teljesen analóg eredmények adódnak, ezért azok bemutatását mellőzőm. Helyette a második részperiódusra vonatkozó ábrák szerepeltetnek, mely illusztrálja, hogy a másik két relációtól eltérően a kapcsolat a hozamparitás és az árfolyam között sokkal esetlegesebb:

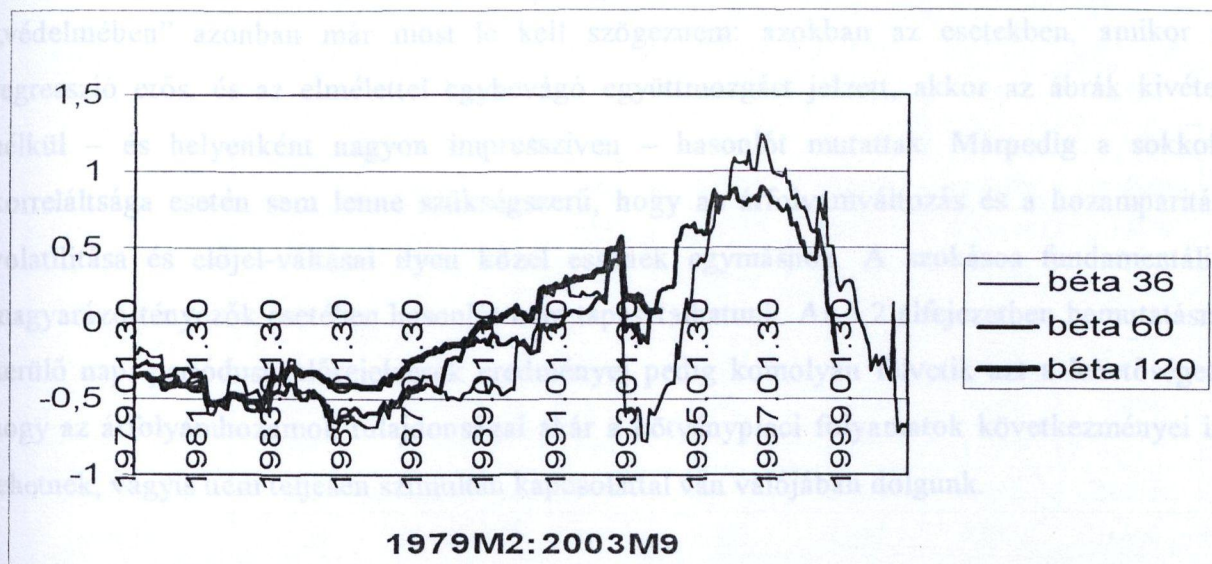
5.11. ábra: DEM/GBP 1 havi árfolyamváltozás és hozamparitás (n=60)



Végül lássuk az iménti ábrában is szereplő HP-5 mozgó, 3-5-10 éves (36-60-120 tagú) bétáit:



5.12. ábra: HP-5 és lnds 1 hó közti kapcsolat változásai DEM/GBP relációban



Mint látható, a 90-es évek derekán néhány esztendőig ugyan a pozitív értékek domináltak, de ebben az esetben valamennyi intervallumon a béták visszaesését tapasztalhatjuk a legutóbbi néhány évben. Úgy tűnik tehát, hogy a márka/font relációban a hozamparitás jóval szerényebb mértékben képes hozzájárulni az árfolyamalakulás megértéséhez, még az utolsó dekádban is. Ez a megfigyelés elég meglepő, ha felidézzük, hogy a fedezetlen kamatparitás hosszú (pl., 7 vagy 10 éves) horizontú tesztjeinél hasonló disszonanciákat nem tapasztalhattunk.

Szinkron idejű, 1 és 3 hónapos periódusokra elvégzett regressziós vizsgálataimat röviden összefoglalva én úgy látom, hogy a hozamparitás és az árfolyamváltozás közti együttmozgás egészen feltűnőnek, és párját ritkítónak értékelhető. *Egyetlen más fundamentális változóról sem tapasztalták ugyanis eleddig az ex post teljes kötvényhozamok különbségén kívül, hogy volatilitása oly nagy, előjelváltása pedig hasonlóan gyakori lenne, mint az árfolyamváltozása.*

A vizsgálatok ismertetése után fel kell hívnom azonban a figyelmet egy nagyon fontos, az eddig látott eredményeket feltétlenül árnyaló összefüggésre:

A hozamparitás, mint magyarázó változó – az ex ante ismert, 1 periódusra jutó hozamkülönbözet mellett – az előre nem várt bel- és külföldi kötvény-árfolyamnyereségek különbséget is tartalma, sőt a gyakorlatban ez utóbbi dominálja az értékét. Mindez azt jelenti, hogy magyarázó változónk maga is tartalmaz a fundamentumokban bekövetkező innovációkra reagáló hibatagot. Ha ez a hibatag korrelál a regresszió hibatagjával (márpedig ez nagyon valószínű), akkor becslésünk torzított, s azt sem tudjuk mely irányba.



A probléma lehetséges kezelési módjait a következő alponban tárgyalom. Vizsgálataim „védelmében” azonban már most le kell szögezmem: azokban az esetekben, amikor a regresszió erős, és az elmélettel egybevágó együttmozgást jelzett, akkor az ábrák kivétel nélkül – és helyenként nagyon impresszíven – hasonlót mutattak. Márpedig a sokkok korreláltsága esetén sem lenne szükségszerű, hogy az árfolyamváltozás és a hozamparitás volatilitása és előjel-váltásai ilyen közel essenek egymáshoz. A szokásos fundamentális magyarázó-tényezők esetében hasonlót nem tapasztalhatunk. Az 5.2 alfejezetben bemutatásra kerülő napi periódusú előrejelzések eredményei pedig komolyan felvetik azt a lehetőséget, hogy az árfolyamhozamok tulajdonságai akár a kötvénypiaci folyamatok következményei is lehetnek, vagyis nem teljesen szimultán kapcsolattal van valójában dolgunk.

#### 5.1.4. A szimultaneitási hiba kezelési lehetőségei a hozamparitás regressziójában

A hozamparitás regressziójának komoly módszertani problémája, hogy a magyarázó változó a  $t=1$ -ben ténylegesen megfigyelhető (elméleti) kötvény-árfolyamnyereségeket tartalmazza, vagyis a regresszor is hibataggal terhelt.<sup>150</sup> A problémát ugyanakkor a gyakorlatban hasonló esetekben sokszor alkalmazott instrumentális változós technikával, mint pl. az általánosított momentumok módszere (GMM: Generalised Method of Moments), itt nem lehet megfelelően kezelni, mivel a várt árfolyamváltozás értéke a feltevéseknek megfelelően pontosan ismert: megegyezik az előre ismert 1 periódusnyi kamatkülönbséggel.<sup>151</sup>

A probléma feloldására két lehetőséget látok: az első, és egyúttal sokkal egyszerűbb módszer lényege, hogy nem az árfolyamváltozást, hanem a prémium hozamot vizsgáljuk (5.2) alapján. Erre mindjárt rátérek. A másik, ígéretesebb, de jóval komplikáltabb lehetőség a szimulációs technika alkalmazása, melyet Darvas-Rappai-Schepp [2004] alapján később hivatkozni fogok.

Mivel az általam felkutatott zérókupon-adatbázisok a rövid szegmensek adatait csak igen hiányosan (USA) vagy egyáltalán nem (Németország) tartalmazzák, ezért a homogenitási kritériumból engedve a prémium hozam és a relatív kötvény-árfolyamnyereségek összevetése során a 1987-től rendelkezésre álló (már a 2. fejezetben is használt) 1 hónapos LIBOR-rátákat alkalmazom. A következő oldalon lévő táblák mindhárom reláció eredményeit tartalmazzák.

<sup>150</sup> Egészen pontosan *hibatagokkal*, hiszen két (a bel- és a külföldi) hibatag különbségéről van szó.

<sup>151</sup> Ezen az oldalon erősen támaszkodom a Darvas Zsolt előopponensi véleményében megfogalmazott érvelésre.



5.19. tábla: A relatív kötvény-árfolyamnyereségek és prémium hozam (ER) regressziói DEM/USD relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)

Függő változó	Mutató	$g-g^* 1 \text{ év}$	$g-g^* 2 \text{ év}$	$g-g^* 3 \text{ év}$	$g-g^* 5 \text{ év}$	$g-g^* 7 \text{ év}$	$g-g^* 10 \text{ év}$
ER (5.2.)	n	12	24	36	60	84	120
	$\alpha$	0,000 (0,002)	0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)
	$\beta$	1,795* (0,364)	1,162** (0,385)	0,943** (0,272)	0,677** (0,194)	0,514** (0,168)	0,395** (0,143)
	$R^2$	0,024	0,044	0,057	0,058	0,045	0,037
	F	4,800	9,101	12,01	12,13	9,332	7,671
	p-érték	0,030	0,003	0,001	0,001	0,002	0,006
	DW	1,706	1,721	1,737	1,773	1,778	1,771
Wald-teszt	F	0,476	0,113	0,048	1,402	4,175	9,007
$\alpha=0, \beta=1$	p-érték	0,622	0,894	0,953	0,249	0,017	0,000

5.20. tábla: A relatív kötvény-árfolyamnyereségek és prémium hozam (ER) regressziói USD/GBP relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)

Függő változó	Mutató	$g-g^* 1 \text{ év}$	$g-g^* 2 \text{ év}$	$g-g^* 3 \text{ év}$	$g-g^* 5 \text{ év}$	$g-g^* 7 \text{ év}$	$g-g^* 10 \text{ év}$
ER (5.2.)	$\alpha$	0,001 (0,002)	0,001 (0,001)	0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)
	$\beta$	1,470** (0,564)	0,968** (0,305)	0,726** (0,224)	0,456** (0,162)	0,319* (0,141)	0,176 (0,122)
	$R^2$	0,033	0,049	0,051	0,038	0,025	0,010
	F	6,780	10,08	10,48	7,888	5,118	2,073
	p-érték	0,010	0,002	0,001	0,005	0,024	0,152
	DW	1,795	1,793	1,790	1,775	1,761	1,755
Wald-teszt	F	0,689	0,222	0,914	5,745	11,79	23,01
$\alpha=0, \beta=1$	p-érték	0,503	0,801	0,403	0,004	0,000	0,000

5.21. tábla: A relatív kötvény-árfolyamnyereségek és prémium hozam (ER) regressziói DEM/GBP relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)

Függő változó	Mutató	$g-g^* 1 \text{ év}$	$g-g^* 2 \text{ év}$	$g-g^* 3 \text{ év}$	$g-g^* 5 \text{ év}$	$g-g^* 7 \text{ év}$	$g-g^* 10 \text{ év}$
ER (5.2.)	$\alpha$	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)
	$\beta$	-0,314 (0,576)	-0,147 (0,314)	-0,075 (0,236)	-0,096 (0,181)	-0,161 (0,158)	-0,252 (0,136)
	$R^2$	0,002	0,001	0,001	0,001	0,005	0,017
	F	0,297	0,219	0,101	0,277	1,037	3,445
	p-érték	0,586	0,640	0,751	0,599	0,310	0,065
	DW	1,710	1,713	1,716	1,715	1,711	1,716
Wald-teszt	F	3,322	7,306	10,89	18,98	27,44	43,01
$\alpha=0, \beta=1$	p-érték	0,038	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000

1987. január 31. és 2003. augusztus 28. közti havi záró adatokból 1 hónapos perióduson számolva. Megfigyeléseink száma valamennyi relációban  $N=199$ . Jelölések, mint korábban az 5.3 táblában. Az 1 hónapos, előre ismert hozamok a LIBOR-ráták, az árfolyamnyereségeket pedig a zérókupon hozamokból kalkuláltam.



Minthogy a prémium hozam nem más, mint az UIP  $\alpha=0$ ,  $\beta=1$  mellett kalkulált ex post hibatagja, a nem várt árfolyamnyereségek különbsége pedig az EHTS hibák különbségével egyezik meg, ezért e regressziók valójában a várakozási hipotézisek ex post hibáinak a kapcsolatát vizsgálják. Eredményeink akkor hitelesítik korábbi hozamparitás regresszióinkat, ha a lényeges elemekben nem tapasztalunk jelentős eltéréseket.<sup>152</sup> Márpedig ezt összességében igenis elmondhatjuk. Részletezve az eredményeket:

A konstans értéke egyetlen esetben sem különbözik szignifikánsan nullától. A dollárt tartalmazó két relációban a béta együtthatók pozitívak, egyetlen kivétellel (g-g\* 10 év USD/GBP) szignifikánsak, és a horizont növelésével értékük a standard hibáikkal együtt csökken. A Wald-tesztek szerint az  $[\alpha, \beta]=[0, 1]$  alaphipotézis DEM/USD relációban négy, USD/GBP relációban 3 esetben sem vethető el, mindannyiszor a relatíve rövidebb horizontokon. Mindez a hibatagok autokorrelálatlanságát jelző DW-mutatókkal együtt teljes mértékben egybevág az utolsó dekádra számított HP-regressziókban korábban tapasztaltakkal. Az egyetlen érdemi különbség, hogy az  $R^2$  értékek némileg csökkentek. Ez valószínűleg annak tudható be, hogy bár a 80-as évek végén a kapcsolat erősödött, a mozgó mintákon számított lineáris együtthatók még nem érték el csúcspontjukat. (Lásd: 5.6, 5.7 és 5.10 ábrák!)

DEM/GBP relációban jelentősebb az eltérés, hiszen a HP-regressziókban 1991 és 2003 között még pozitív béta együtthatók (lásd: 5.18 tábla!) itt negatív értékeket vesznek fel, és a Wald-tesztek minden esetben elutasító eredményre vezetnek. Az eltérés értelmezésekor a másik két relációhoz hasonló időbeli tendenciák mellett arra is fel hívnom a figyelmet, hogy ebben a relációban a HP-regressziókban sem szignifikánsak az együtthatók, sem maguk a regressziók, és a magyarázóerők is mindkét esetben virtuálisan nullának tekinthetők. Tehát nem elsősorban a két specifikáció közti eltérések okozhatják a különbségeket, hanem a reláció maga szerepel „gyengén”. Utóbbi persze sajnálatos, de értelmezni sajnos nem igazán tudom. Egyetlen támpontom továbbra is az, hogy e reláció forgalmi súlya a legcsekélyebb, vagyis valószínűleg ezt dominálják a leginkább a keresztárfolyam-hatások.

További tanulságos eredményeket remélhetünk, ha a prémium hozam regressziójában külön-külön változóként szerepeltetjük a két ország kötvénypiaci árfolyamnyereségeit:

<sup>152</sup> Némi eltérés mindenképpen szükségszerű, ugyanis az itt vizsgált időszak nem teljesen esik egybe a HP regressziókban szépen szereplő, bővített utolsó dekáddal (1991-2003). Márpedig az eredmények érzékenyek a mintaidőszak megválasztására. Darvas-Rappai-Schepp [2004] ezt azzal szemlélteti, hogy mozgó mintákon is kiszámolja a HP-regressziók béta együtthatóit. A lényegi tendenciák egybevágnak a korábban bemutatottakkal.



5.22. tábla: A kötvény-árfolyamnyereségek és a prémium hozam (ER) regressziói DEM/USD relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)

Függő változó	Mutató	1 év	2év	3év	5év	7év	10 év
ER (5.4.)	$\alpha$	-0,000 (0,002)	0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)
	$\beta_1$	-0,233 (1,065)	0,253 (0,515)	0,351 (0,369)	0,320 (0,270)	0,257 (0,231)	0,191 (0,193)
	$\beta_2$	-3,058** (0,915)	-1,599** (0,415)	-1,178** (0,287)	-0,775** (0,200)	-0,576** (0,172)	-0,447** (0,146)
	$R^2$	0,064	0,076	0,083	0,075	0,058	0,049
	F	6,700	8,096	8,886	7,924	6,002	5,085
	p-érték	0,002	0,000	0,000	0,000	0,003	0,007
Wald-teszt $\alpha=0, \beta_1=1, \beta_2=-1$	F	3,136	2,351	1,863	2,135	3,671	6,863
	p-érték	0,027	0,074	0,137	0,097	0,013	0,000

5.23. tábla: A kötvény-árfolyamnyereségek és a prémium hozam (ER) regressziói USD/GBP relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)

Függő változó	Mutató	1 év	2év	3év	5év	7év	10 év
ER (5.4.)	$\alpha$	0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)
	$\beta_1$	2,305** (0,854)	1,252** (0,393)	0,880** (0,272)	0,520** (0,187)	0,361* (0,159)	0,216 (0,134)
	$\beta_2$	-1,122 (0,623)	-0,776* (0,348)	-0,593* (0,261)	-0,383 (0,195)	-0,265 (0,169)	-0,117 (0,148)
	$R^2$	0,042	0,055	0,055	0,041	0,027	0,013
	F	4,250	5,706	5,736	4,171	2,721	1,277
	p-érték	0,016	0,004	0,004	0,017	0,068	0,281
Wald-teszt $\alpha=0, \beta_1=1, \beta_2=-1$	F	1,026	0,586	0,940	3,978	7,947	15,46
	p-érték	0,382	0,625	0,422	0,009	0,000	0,000

5.24. tábla: A kötvény-árfolyamnyereségek és a prémium hozam (ER) regressziói DEM/GBP relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)

Függő változó	Mutató	1 év	2év	3év	5év	7év	10 év
ER (5.4.)	$\alpha$	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)
	$\beta_1$	-1,704 (0,914)	-0,643 (0,443)	-0,348 (0,320)	-0,249 (0,238)	-0,267 (0,202)	-0,297 (0,166)
	$\beta_2$	0,248 (0,573)	0,075 (0,316)	0,027 (0,239)	0,071 (0,183)	0,144 (0,159)	0,240 (0,138)
	$R^2$	0,020	0,014	0,009	0,007	0,009	0,018
	F	2,049	1,357	0,846	0,642	0,874	1,829
	p-érték	0,132	0,260	0,431	0,528	0,419	0,163
Wald-teszt $\alpha=0, \beta_1=1, \beta_2=-1$	F	3,512	5,738	7,812	12,79	18,50	28,64
	p-érték	0,016	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000

A szerkesztési okokból nem közölt DW-mutatók az 1,72-1,81 sávba estek, nem jeleztek érdemi autokorrelációt a hibatagokban. Havi záró adatokból számolva. N=199 valamennyi relációban. Jelölések az 5.3 tábla szerint.



A számítások alapjául szolgáló egyenlet formálisan a következő:<sup>153</sup>

$$(5.4) \quad ER = \alpha + \beta_1 \cdot [n \cdot i_{(0,n)} - (n-1) \cdot i_{(1,n)} - i_{(0,1)}] + \beta_2 \cdot [n \cdot i_{(0,n)}^* - (n-1) \cdot i_{(1,n)}^* - i_{(0,1)}^*] + \varepsilon_1$$

A hazai/külföldi párosítás a táblák tetején szereplő jegyzési módoknak megfelelő. Azaz DEM/USD relációban  $\beta_1$  a német kötvénypiaci (előre nem várt) árfolyamnyereség (g) együtthatója,  $\beta_2$  pedig az amerikaié. Az alaphipotézis mindenütt  $[\alpha, \beta_1, \beta_2] = [0, 1, -1]$ .

Az 5.22-5.24 táblák egyértelműen az amerikai kötvénypiac meghatározó szerepét jelzik. Mindhárom relációra közösen egyetlen dolog érvényes: az  $\alpha$  konstans sehol sem különbözik nullától. A dollárt tartalmazó két relációban a béta-együtthatók előjelei egyetlen kivétellel (DEM/USD 1 év  $\beta_1$ ) helyesek, és a Wald-teszt 3-3 esetben sem veti el az alaphipotézist. Ugyanakkor szembeötlő az is, hogy miközben a dollár-oldali együtthatók mindkét relációban (egy kivétellel: USD/GBP 10 év) szignifikánsak, addig a másik két deviza esetében csak elvétve találunk erre példákat (USD/GBP, 2 és 3 év).<sup>154</sup> Az 5.19-5.20 táblákhoz képest némileg emelkedő  $R^2$ -ek egyszerűen a megkötés nélküli együtthatóbecslésnek köszönhetők.<sup>155</sup>

A dollár domináns szerepe még szembeötlőbb, ha szemügyre vesszük a harmadik, DEM/GBP relációt. Erre akár azt is mondhatnánk, hogy „teljes csőd”, hisz a Wald-teszt minden esetben elutasító, és valamennyi együttható előjele rossz. Igaz, utóbbiak egyike sem szignifikáns.<sup>156</sup>

A dollár-oldal jó szereplése viszont előtérbe helyezi a hozamparitás és a forward-prémium<sup>157</sup> szisztematikus eltérései kapcsán az elméleti részben (4.2 alfejezet) megfogalmazott egyik lehetőséget. Eszerint az eltérésekért – legalábbis jelentős részben – az aszimmetrikus viszony, vagyis a két oldal kötvénypiaci hatásainak az árfolyamban való eltérő intenzitású megjelenése lehet a felelős. Ha tekintetbe vesszük, hogy az USA kötvénypiac a milyen hatalmas, és nem feledkezünk meg a dollárnak a világ devizapiacain játszott domináns szerepéről sem, akkor az aszimmetria értelmezése máris nem tűnik lehetetlen feladatnak.

<sup>153</sup> A korábbiakhoz hasonlóan az 1-től n-ig tartó, n-1 periódusú hozamokat az 1-től (n+1)-ig tartó n periódusúakkal proxyztam.

<sup>154</sup> Mindez teljes összhangban áll Bams és társai [2003] – korábban már hivatkozott – eredményeivel, akik a kockázati prémiumot modellezve találtak szignifikáns közös komponenst a dollár oldalán.

<sup>155</sup> Ne felejtjük el, hogy az 5-19-5.21 táblákban a  $[\beta_1 \beta_2] = [1, -1]$  megkötés mellett számoltunk.

<sup>156</sup> Mielőtt e relációt végleg „eltemetnénk”, szeretném megelőlegezni, hogy a napi periódusú előrejelzések során korántsem fog rossz eredményeket mutatni! Az értelmezést mindez még tovább nehezíti.

<sup>157</sup> Más szóval: az előre ismert egy periódusnyi kamatkülönbség, vagyis az UIP-vel konzisztens árfolyampálya.



A szimultaneitási probléma kezelésének igényesebb útja szimulációs vizsgálatokat feltételez. Az egyes változók adatgeneráló folyamatát (DGP: Data Generating Process) a stilizált tényekkel összhangban konkrétan specifikáló modell Monte-Carlo vizsgálata lehetőséget ad arra, hogy a hibatagok korrelációs struktúráját közelebbről megismerve behatóbban tanulmányozzuk a szimulált idősorok főbb momentumai és az azokból származtatható regressziós becslések (rövid és hosszú UIP, HP) tulajdonságait. Egyúttal ezek, és ténylegesen megfigyelhető mintasokaságok összevetésére is lehetőségünk nyílik.

Darvas-Rappai-Schepp [2004] az első, de már eddig is nagyon ígéretes lépéseket már megtették ebbe az irányba.<sup>158</sup> A szimulációs modell arra a kérdésre keresi a választ, hogy amennyiben a hosszú távon várt árfolyam stacioner, és hosszú horizonton teljesül az UIP, akkor a hozamgörbét és a hosszú távon várt árfolyamot érő sokkok eredményezhetik-e a spot árfolyamnak a gyakorlatban megfigyelhetőhöz hasonló adatgeneráló folyamatát?

A tanulmány korábbi eredményével összhangban a hosszú távon várt árfolyamot stacioner folyamatként definiáltuk:

$$(5.5) \quad \ln s_t^L = \alpha + \rho_{sLONG} \ln s_{t-1}^L + \varepsilon_t^{sL},$$

ahol  $s_t^L = E_t[s_{t+n}]$  a hosszú távon várt árfolyamot jelöli, és  $|\rho_{sLONG}| < 1$ . A rövid és hosszú kamatkülönbségekről korábban szintén feltártuk, hogy nem stacionerek, tehát ez EHTS feltevése mellett ezek DGP-je:

$$(5.6.a) \quad \ln(1 + \tilde{i}_t^S) = \ln(1 + \tilde{i}_{t-1}^S) + \varepsilon_t^{iS},$$

$$(5.7.a) \quad \ln(1 + \tilde{i}_t^L) = n \ln(1 + \tilde{i}_t^S) + \varepsilon_t^{iL},$$

ahol  $\tilde{i}_t^S$  és  $\tilde{i}_t^L$  a rövid és hosszú kamatkülönbséget jelöli a korábban megszokott periódus egységre vetített formában. Kalibrációnkban 1 hónapos és 10 éves hozamokat alkalmaztunk, tehát  $n=120$ . Mivel azonban a szimuláció során az (5.6.a) és (5.7.a) alapján a kamatkülönbség túl messzire távolodott el a nullától, és a spot árfolyamban is a tényleges ingadozások

<sup>158</sup> Mivel a most ismertetésre kerülő szimulációs modell még nem nyerte el általunk végsőnek tartott formáját, és mivel döntő mértékben Darvas Zsolt munkáján alapul, ezért ehelyütt a teljesség igénye nélkül csak bizonyos kulcselemeit, és valóban csak a szimulációs módszer illusztrációjaként szerepeltettem.



mértékének sokszorosát eredményezte, ezért az egyenleteken némileg módosítva beépítettünk egy autoregresszív, a zérushoz idővel visszatérítő tagot. Mindezt azonban úgy, hogy az EHTS továbbra is teljesüljön:

$$(5.6.b) \quad \ln(1 + \tilde{i}_t^S) = \rho_{iSHORT} \ln(1 + \tilde{i}_{t-1}^S) + \varepsilon_t^{iS},$$

$$(5.7.b) \quad \ln(1 + \tilde{i}_t^L) = \rho_{iLONG} \ln(1 + \tilde{i}_t^L) + (1 - \rho_{iLONG}) n \ln(1 + \tilde{i}_t^S) + \varepsilon_t^{iL},$$

Az autoregresszív tagokat – akárcsak a paramétereket és a hibatagok kovariancia-mátrixát – a valós mintákból OLS becsléssel származtattuk,<sup>159</sup> és értékük így alig lett kisebb, mint egységnyi. A hibatagok vektoráról,  $\varepsilon_t' = [\varepsilon_t^{iL}, \varepsilon_t^{iS}, \varepsilon_t^{iL}]$  feltettük, hogy elemei normális eloszlású véletlen változók, és kovariancia-mátrixuk ( $\Omega$ ) nem diagonális. A spot árfolyamot a modellben a hosszú UIP határozza meg:

$$(5.8) \quad \ln s_t = \ln s_t^L - \ln(1 + \tilde{i}_t^L),$$

Tehát a pénzpiaci, kötvénypiaci és a hosszú távon várt árfolyamban megjelenő sokkok mellett a spot árfolyamban nem engedjük meg önálló sokkok létezését.

A havi gyakoriságú adatokon alapuló szimulációhoz szükséges kezdő értékeket  $s_t^L, \tilde{i}_t^L, \tilde{i}_t^S$  esetében a valós, 1979 eleji értékekkel helyettesítettük, majd a sokkokhoz 3, független és azonos eloszlású véletlen változót generáltunk, melyekkel  $s_t^L, \tilde{i}_t^L, \tilde{i}_t^S$  értékeit szimulálni,  $s_t$  értékét pedig (5.8) alapján számítani tudtuk. A procedúrát 1000 alkalommal megismételve jutottunk el végül a szimulált idősorok állományához. A következő oldalon szereplő 5.25 tábla a DEM/USD reláció 1979-2003 közti példáján szemlélteti a szimulációs eredményeket, ahol az alapspecifikáció eredményeit kvantilisekre bontva, az egyéb forgatókönyveket pedig a mediánjukkal reprezentálva szerepeltetjük (szerkesztési okokból itt is angol nyelven).<sup>160</sup>

Az eredmények – a most nem hivatkozott többi relációhoz (DEM/GBP és USD/GBP 1979-2003, ill. DEM/USD 1973-2003) hasonlóan – igen tanulságosak és elgondolkodtatóak:

<sup>159</sup> A hosszú távon várt árfolyamot a long forward reprezentálta az (5.5)-(5.6.b)-(5.7.b) alapján végrehajtott becslések során.

<sup>160</sup> Az alternatív forgatókönyvek: „Scen2” a sokkok kovarianciájának hiányát (teljes függetlenségét) vélelmezi; „Scen3” a hosszú távon várt árfolyamot tekinti a kezdő értékkel megegyező konstansnak; „Scen4” és „Scen5” pedig a rövid, illetve hosszú kamatkülönbségek konstans voltát vélelmezik. Az eddigi vizsgálatok alapján a későbbiekben további forgatókönyvek alkalmazása is hasznosnak és szükségesnek bizonyulhat.



5.25 tábla: DEM/USD árfolyamra 1979M1-2003M12 között kalibrált modell szimulált momentumai és tesztstatisztikái.

	Sample	Baseline						Scen.2.	Scen.3.	Scen.4.	Scen.5.
		2.5%	25%	median	75%	97.5%	ratio	no cov.	const. $s_t^L$	const. $\tilde{\tau}_t^S$	const. $\tilde{\tau}_t^L$
Innovations											
$\sigma^2(\varepsilon_t^{sL})$	1.75e-03	1.46e-03	1.64e-03	1.74e-03	1.84e-03	2.03e-03	0.99	1.74e-03	NA	1.74e-03	1.73e-03
$\sigma^2(\varepsilon_t^{iS})$	4.11e-07	3.51e-07	3.86e-07	4.10e-07	4.32e-07	4.82e-07	1.00	4.11e-07	4.09e-07	NA	4.11e-07
$\sigma^2(\varepsilon_t^{iL})$	9.88e-04	8.38e-04	9.29e-04	9.81e-04	1.03e-03	1.14e-03	0.99	9.80e-04	9.83e-04	9.82e-04	NA
$\sigma(\varepsilon_t^{sL}, \varepsilon_t^{iS})$	9.97e-07	-2.15e-06	-2.02e-08	1.00e-06	2.03e-06	3.85e-06	1.01	-7.95e-08	NA	NA	1.01e-06
$\sigma(\varepsilon_t^{sL}, \varepsilon_t^{iL})$	8.67e-04	6.91e-04	8.02e-04	8.59e-04	9.24e-04	1.05e-03	0.99	3.52e-06	NA	8.63e-04	NA
$\sigma(\varepsilon_t^{iS}, \varepsilon_t^{iL})$	2.62e-06	3.05e-07	1.83e-06	2.65e-06	3.40e-06	4.90e-06	1.01	6.55e-08	2.59e-06	NA	NA
$\rho(\varepsilon_t^{sL}, \varepsilon_t^{iS})$	0.037	-0.080	-0.001	0.038	0.075	0.141	1.03	-0.003	NA	NA	0.038
$\rho(\varepsilon_t^{sL}, \varepsilon_t^{iL})$	0.659	0.592	0.638	0.659	0.681	0.720	1.00	0.003	NA	0.662	NA
$\rho(\varepsilon_t^{iS}, \varepsilon_t^{iL})$	0.130	0.015	0.093	0.132	0.166	0.237	1.02	0.003	0.130	NA	NA
$\rho(\varepsilon_t^{sL}, \varepsilon_{t-1}^{sL})$	0.020	-0.115	-0.043	-0.007	0.031	0.109	-0.32	-0.002	NA	-0.003	-0.007
$\rho(\varepsilon_t^{iS}, \varepsilon_{t-1}^{iS})$	0.283	-0.121	-0.046	-0.009	0.030	0.105	-0.03	-0.007	-0.004	NA	-0.006
$\rho(\varepsilon_t^{iL}, \varepsilon_{t-1}^{iL})$	0.063	-0.124	-0.046	-0.006	0.034	0.105	-0.10	-0.005	-0.006	-0.003	NA
Logarithm of the expected long run exchange rate											
$\mu$	0.539	0.446	0.505	0.536	0.564	0.621	0.99	0.535	0.454	0.534	0.535
$\sigma^2$	0.018	0.007	0.011	0.014	0.018	0.029	0.80	0.014	0.000	0.014	0.014
adf	-2.77	-4.33	-3.43	-3.04	-2.65	-2.03	1.10	-3.04	NA	-3.03	-3.02
pp	-2.72	-4.41	-3.49	-3.08	-2.65	-2.02	1.14	-3.07	NA	-3.07	-3.06
kpss	0.29	0.08	0.20	0.32	0.60	1.25	1.12	0.32	NA	0.34	0.32
Logarithm of one plus the short interest rate differential											
$\mu$	-0.001	-0.002	-0.001	-0.001	0.000	0.001	0.47	0.000	0.000	0.000	0.000
$\sigma^2$	5.71e-06	2.52e-06	4.00e-06	5.06e-06	6.82e-06	1.02e-05	0.89	5.16e-06	5.22e-06	0.00e+00	4.18e-06
adf	-1.81	-4.23	-3.27	-2.85	-2.43	-1.88	1.58	-2.87	-2.82	NA	-2.68
pp	-2.63	-4.23	-3.30	-2.88	-2.42	-1.88	1.09	-2.85	-2.84	NA	-2.69
kpss	0.65	0.11	0.29	0.46	0.76	1.53	0.70	0.47	0.49	NA	0.40
Logarithm of one plus the long interest rate differential											
$\mu$	-0.108	-0.472	-0.248	-0.119	0.000	0.274	1.09	-0.121	-0.122	-0.008	0.000
$\sigma^2$	0.024	0.008	0.017	0.027	0.043	0.100	1.15	0.028	0.029	0.024	0.000
adf	-1.69	-3.14	-2.10	-1.65	-1.16	-0.17	0.98	-1.61	-1.59	-1.75	NA
pp	-1.56	-3.18	-2.12	-1.67	-1.18	-0.22	1.07	-1.62	-1.61	-1.74	NA
kpss	1.38	0.18	0.45	0.83	1.31	1.86	0.60	0.85	0.88	0.76	NA
Logarithm of the spot exchange rate											
$\mu$	0.648	0.302	0.549	0.649	0.766	0.968	1.00	0.654	0.576	0.542	0.535
$\sigma^2$	0.037	0.008	0.016	0.024	0.037	0.087	0.63	0.041	0.029	0.021	0.014
adf	-1.25	-3.17	-2.24	-1.76	-1.31	-0.37	1.41	-2.21	-1.59	-1.95	-3.02
pp	-1.43	-3.25	-2.27	-1.78	-1.31	-0.36	1.25	-2.21	-1.61	-1.96	-3.06
kpss	0.60	0.16	0.43	0.76	1.24	1.83	1.26	0.67	0.88	0.70	0.32
Short UIP equation											
$\beta$	-1.08	-2.32	-1.31	-0.83	-0.34	0.61	0.77	-0.87	-0.59	NA	-0.11
$\sigma_\beta$	0.89	0.51	0.66	0.77	0.91	1.20	0.86	1.25	0.76	NA	1.09
$R^2$	0.006	0.000	0.001	0.004	0.009	0.026	0.56	0.002	0.003	NA	0.001
Long UIP equation											
$\beta$	1.52	-0.55	0.30	0.70	1.13	1.93	0.46	1.12	1.14	0.66	NA
$\sigma_\beta$	0.16	0.06	0.11	0.15	0.21	0.39	0.98	0.20	0.12	0.16	NA
$R^2$	0.638	0.001	0.082	0.275	0.511	0.813	0.43	0.363	0.594	0.233	NA

Notes. Sample: estimated statistics using the 1979M1-2003M12 sample of the DEM/USD rate. Number of Monte Carlo draws: 1,000. Baseline: simulation results using the baseline model described in equations (5.5), (5.6.b), (5.7.b) and (5.8) with  $\rho_{SLONG} = 0.950$ ,  $\rho_{ISHORT} = 0.963$ ,  $\rho_{ILONG} = 0.993$ . Ratio: median simulated valued/sample statistics. Scenario 2: diagonal  $\Omega$ . Scenario 3: constant long run expected exchange rate. Scenario 4: constant short interest differential. Scenario 5: constant long interest differential.



Csak a főbb eredményekre koncentrálna:

- Az alapspecifikáció mediánja szinte tökéletesen imitálja a véletlen sokkok valós varianciáit és korrelációit, ám a sokkok autokorrelációjában rejlő információkat nem használja fel a szimuláció (1. blokk).
- A hosszú távon várt árfolyam várható értékét, varianciáját és stacionaritását a szimuláció mediánja jól visszaadja (2. blokk)
- A rövid és hosszú kamatkülönbségek várható értékeit, varianciáit, és (a definiált DGP-vel ellentétes!) látszólagos integráltságát is viszonylag jól leképezi a szimuláció mediánja.<sup>161</sup> (3. és 4. blokk)
- A legfőbb eredmény: a spot árfolyam főbb momentumait és látszólagos integráltságát is majdhogynem egzaktul visszaadja a szimuláció mediánja (5. blokk).
- A rövid UIP-re a szokásos negatív béta-együtthatót és nagyon alacsony  $R^2$ -et (6. blokk), a hosszúra viszont szignifikánsan pozitív bétát, és érdemi magyarázóerőt szimulál a modell (7. blokk) a valósággal ismét csak összhangban.

Bár az 5.25 táblában még nem szerepel, később elvégzett számításaink szerint a szimuláció a hozamparitás regressziójának tulajdonságait is messzemenően reprodukálni tudja mindhárom relációban.

Az iménti eredmények értelmezésére – egyelőre – nem vállalkozom. A modell bizonyos tulajdonságait még nem sikerült kellő alapossággal feltárni, így a munka még nincs egészen kész.<sup>162</sup> Mégis erős benyomást tehetnek ránk a látottak, ha az irodalomból eddig ismert, e dolgozat második és harmadik fejezeteiben részletesen tárgyalt eredményeket emlékezetünkbe idézzük.

A szimulációs eredmények ugyanakkor egyértelműen megerősíthetnek minket abban, hogy a hozamparitás regresszióban tapasztalt kapcsolatok nem csupán egy csalfa torzító hatás művei. A hozamparitás-megközelítésben megragadott elméleti összefüggések igenis messzebb vihetnek bennünket a fontosabb relációk rugalmas árfolyamai alakulásának megértésében.

<sup>161</sup> A rövid kamatkülönbség látszólagos integráltsága tekintetében a másik két reláció eredményei sokkal jobbak.

<sup>162</sup> Nem világos ebben a pillanatban még, pl. az, hogy milyen forgatókönyv mellett teljesülhetne egyáltalán a rövid UIP!? De arra a fogas kérdésre is csak keressük még a választ, hogy vajon mely okból képes a szimuláció reprodukálni az hozamparitás regresszióinak relációnként eltérő eredményeit!?



### 5.1.5. A hozamgörbe várakozási hipotézisének tesztjei

Mint azt a 3.3 alfejezetben már leírtam, az USA II. világháborút követői adatsorait vizsgáló munkák kivétel nélkül arra a következtetésre jutottak, hogy a hozamgörbe meredeksége szisztematikusan a rossz irányba jelzi előre a hosszú hozamok változásait. Bár ezek az eredmények elég hosszú idősorok vizsgálatán alapulnak,<sup>163</sup> azokból az utolsó egy-másfél évtized általában hiányzik. Márpedig a hozamparitás-megközelítés szempontjából éppen ez érdekes, hiszen ebben az időszakban látszik szoros kapcsolat az EHTS és UIP rövidtávú hibái között. A nagy európai valutákra elvégzett vizsgálatok eredményei ugyan kedvezőbbek az EHTS-re nézve, de a kép korántsem egyértelmű. Fontos volna tehát annak megismerése, hogy az EHTS rövidtávú hibái, illetve azok nemzetközi eltérései indokolhatják-e a hozamparitás és az UIP szerinti rövidtávú árfolyampálya szisztematikus eltéréseit, vagyis az átlagos előjelekben a tartós különbségeket.

A kérdés feltérképezése érdekében a már korábban is használt adatbázisból (1987 februárja és 2003 augusztusa közötti zéró kuponokból, és 1 hónapos LIBOR hozamokból) kiindulva végrehajtottam a szokásos regressziós vizsgálatot. Tesztgyenletem azonos a (3.14)-gyel:

$$(5.9) \quad i_{(1,n)} - i_{(0,n)} = \alpha + \beta \cdot \left[ \left( \frac{1}{n-1} \right) \cdot (i_{(0,n)} - i_{(0,1)}) \right] + \varepsilon_1$$

A specifikációnak megfelelően az EHTS alapján nullhipotézisünk:  $[\alpha, \beta] = [0, 1]$ . Az (5.9) baloldalán az eddig megszokott módon  $i_{(1,n)}$  proxy változójaként  $i_{(1,n+1)}$ -et alkalmazom. A következő oldalon szereplő 5.26-5.28 táblákban a hosszú és rövid kamatok különbségének  $1/(n-1)$  szerezését (mely a regresszorban szerepel) a spread kifejezés nyomán Sp-vel jelölöm, és mellette években adom meg a hosszú hozam lejárátát. A rövid hozam minden esetben 1 hónapos. Mivel így „csak” mindösszesen  $3 \cdot 6$  hozampárt vizsgálok, lehetőségem nyílik az irodalomban megszokottnál részletesebb regressziós eredményeket közölni.<sup>164</sup>

Az 5.26-5.28 táblákban szereplő eredmények egyöntetűen jóval kedvezőbbek, mint az irodalomban megszokottak. Úgy is fogalmazhatnánk, hogy annak jelentősen ellentmondanak.

<sup>163</sup> Campbell [1995] dolgozatba is átemelt táblázata – lásd: 3.14-es tábla! –, pl. az 1952 és 1991 közötti 40 év adatainak vizsgálatából származik.

<sup>164</sup> Fülemben cseng ugyanis Richardson [2001] kissé ironikus megjegyzése, miszerint (szabadon idézve): ki emlékszik már Campbell és Shiller [1991] cikkéből a sok negatív bétán kívül a szinifikanciák hiányára is!?



5.26. tábla: A spread és a hosszú hozamok változásainak regressziói USD piacokon  
1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)

Függő változó	Mutató	Sp. 1 év	Sp. 2év	Sp. 3év	Sp. 5év	Sp. 7év	Sp. 10 év
$i_{(1,n+1)} - i_{(0,n)}$ (5.5.)	n	12	24	36	60	84	120
	$\alpha$	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
	$\beta$	1,087* (0,481)	0,817 (0,787)	0,522 (1,011)	0,055 (0,1295)	0,040 (1,572)	0,149 (1,919)
	R <sup>2</sup>	0,025	0,005	0,001	0,000	0,000	0,000
	F	5,107	1,077	0,267	0,002	0,001	0,006
	p-érték	0,014	0,301	0,606	0,966	0,980	0,938
	DW	1,589	1,595	1,595	1,637	1,714	1,756
Wald-teszt	F	0,231	1,177	1,204	1,133	0,992	0,745
$\alpha=0, \beta=1$	p-érték	0,794	0,310	0,302	0,324	0,373	0,476

5.27. tábla: A spread és a hosszú hozamok változásainak regressziói DEM piacokon  
1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)

Függő változó	Mutató	Sp. 1 év	Sp. 2év	Sp. 3év	Sp. 5év	Sp. 7év	Sp. 10 év
$i_{(1,n+1)} - i_{(0,n)}$ (5.5.)	$\alpha$	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
	$\beta$	0,955* (0,564)	1,064 (0,583)	1,003 (0,710)	0,689 (0,868)	0,350 (1,004)	-0,103 (1,224)
	R <sup>2</sup>	0,031	0,017	0,010	0,003	0,001	0,000
	F	6,356	3,333	1,999	0,630	0,121	0,007
	p-érték	0,012	0,069	0,159	0,428	0,728	0,933
	DW	1,483	1,466	1,481	1,557	1,669	1,850
Wald-teszt	F	0,055	0,341	0,560	0,862	1,043	1,126
$\alpha=0, \beta=1$	p-érték	0,947	0,711	0,572	0,424	0,354	0,326

5.28. tábla: A spread és a hosszú hozamok változásainak regressziói GBP piacokon  
1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)

Függő változó	Mutató	Sp. 1 év	Sp. 2év	Sp. 3év	Sp. 5év	Sp. 7év	Sp. 10 év
$i_{(1,n+1)} - i_{(0,n)}$ (5.5.)	$\alpha$	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
	$\beta$	0,572 (0,359)	0,503 (0,491)	0,434 (0,606)	0,272 (0,823)	0,071 (1,019)	-0,340 (0,249)
	R <sup>2</sup>	0,013	0,005	0,003	0,001	0,000	0,000
	F	2,536	1,046	0,513	0,109	0,005	0,074
	p-érték	0,113	0,308	0,475	0,741	0,945	0,786
	DW	1,748	1,696	1,670	1,685	1,734	1,788
Wald-teszt	F	0,879	0,568	0,644	0,810	0,972	1,273
$\alpha=0, \beta=1$	p-érték	0,417	0,568	0,526	0,446	0,380	0,282

1987. január 31. és 2003. augusztus 28. közti havi záró adatokból 1 hónapos perióduson számolva.  
A megfigyelések száma valamennyi relációban N=199. Jelölések, mint korábban az 5.3 táblában.



Fontos megfigyeléseinket kezdjük talán azzal, hogy egyetlen esetben sem találkozunk nullától különböző konstanssal, vagyis semmi nem utal a lejáratí prémium („term premia”) létezésére. A béta-együtthatók közül is csak kettő szignifikáns (az 1 éves spread USD és DEM esetében). Ám a legfontosabb: béta együtthatók pontbecslései pozitívak, több esetben is (az 1-3 éves USA és német lejáratoknál) az elmélet szerinti 1 érték közelébe esnek. A horizont növelésével érvényesül ugyan egy csökkenő tendencia, de ez korántsem olyan drasztikus, mint pl. Campbell [1995] táblázatában. Bár a leghosszabb, 10 éves lejáratoknál két esetben (DEM és GBP) negatív pontbecslést kapunk, ám még ezekben az esetekben sem tudja elvetni a Wald-teszt a nullipotézist (miként egyetlen más esetben sem). Vagyis – a becslések minden bizonytalansága ellenére – elmondhatjuk: *az EHTS nem jelez szisztematikusan rossz irányt.*<sup>165</sup> Ez pedig fontos, minőségi különbség az irodalomban eddig dokumentáltakhoz képest. Enyhe, pozitív autokorrelációt tapasztalhatunk néhányszor a hibatagokban, a magyarázóerő viszont (a két szignifikáns béta esetét kivéve) lényegében mindenütt nulla. Végül az egyes pénznemek hitelpiacait összevetve: a vizsgált időszakban az EHTS összességében a márkára szerepelt talán a legjobban. A dollárra a rövidebb, a fontra a hosszabb lejáratok szerepeltek egymáshoz képest jobban.

A számunkra legfontosabb tanulsága az imént prezentált EHTS teszteknek a következő: az utolsó másfél évtizedben a vizsgált relációkban nem elsősorban az EHTS szisztematikus sérülései lehetnek a felelősek azért, ha a kötvényeken képződő árfolyamnyereségek nemzetközi különbsége és a devizaárfolyam együtt, ugyanakkor az UIP-vel ellentétesen mozogtak. Lejáratok szerint akad ugyan eltérés abban, hogy az EHTS miként szerepel az egyes országok kötvénypiacaira, de ez önmagában nem lehet perdöntő jelentőségű. Különösen nem, ha figyelembe vesszük, hogy az 5.22-es táblában éppen azokra a horizontokra (pl. 2 éves) végződtek kedvező eredményekkel a Wald-tesztek DEM/USD relációban, melyekre a béta pontbecslések az 5.26-5.27 táblákban is igen kedvezőek.

#### 5.1.6. Függelék: a hozamparitás és a véletlen bolyongás

A relatíve hosszabb periódusok vizsgálatát egy olyan összehasonlítással zárom, mely nem kizárt, hogy viták forrása lehet. Ebben a részben ugyanis a mintán kívüli becsléseknél alkalmazott RMSE és MAE számítások segítségével kívánom a hozamparitást és az éven belüli empirikus vizsgálatoknál etalonnak tekintett véletlen bolyongás hipotézisét egybevetni.

<sup>165</sup> Tárgyilagosan szemlélve a hosszú lejáratoknál leginkább semmit nem jelez...



Erre nyilván csak oly módon nyílik lehetőség, hogy a hozamparitásnak megadjuk azt a – hasonló vizsgálatokban Meese és Rogoff [1983] iránymutató tanulmánya óta megszokott – előnyt, hogy az ex post, ténylegesen kialakult  $n-1$  periódusú hozamértékekkel (illetve azok proxyjaival) számolunk, és nem az előre ismert forward hozamokkal.<sup>166</sup>

Vizsgálataim létjogosultságát elsősorban azon az alapon lehet vitatni, hogy a magyarázó változó a hozamparitás esetében nem valamely megszokott, fundamentális tényező, ill. azok kombinációja. Védekezésem két érv köré összpontosul:

A hozamparitás szerinti árfolyampályának létezik az előző fejezetben bemutatott mellett egy másik, talán elegánsabb értelmezése is. Eszerint tökéletes nemzetközi tőkemobilitás esetén a befektetők által tartani kívánt és a tényleges portfólió egybeesésének éppen a – releváns horizonton számított – hozamparitás szerinti árfolyammozgás a feltétele, ha a hozamgörbék nem vízszintesek és a nemzetközi portfóliók duratioja hosszabb, mint a vizsgált időszak. Ennek belátásához idézzük emlékezetünkbe, hogy a devizaárfolyam portfólió-szemléletű modelljének alapváltozata éppen a fedezetlen kamatparitásra egyszerűsödik, ha a bel- és külföldi kötvények egymás tökéletes helyettesítői.<sup>167</sup> Ha a hozamgörbe vízszintes, vagy a vizsgált időszak és a kötvények duratioja egybeesik, akkor ez valóban így van. Ha azonban ezt a két feltételt – a valósággal összhangban – oldjuk, akkor a mindenkori eszközérték alapján mért portfólió-részarányok változatlanságának a feltétele immár nem az UIP, hanem éppen a hozamparitás lesz. Egy ilyen módosított portfólió-modellben a pénztartás változatlan portfólió-részarányát (a pénzkereslet kamat-rugalmatlanságát) kellene vélelmeznünk, ami ismét egybeesik a valósággal, hiszen az intézményi alapok a likviditási tartalékaik szintjét stabilan szokták tartani (valahol a 3-5% közti tartományban). Ettől a pótlólagos feltevéstől „minőségileg” modellünk nemigen romlik, hiszen a portfólió-modell egyik leginherensebb gyengéje a pénzkereslet „magyarázatlansága”. Azonos viszont a két modellben, hogy a portfólió-részarányok induló *szintjéről* egyik esetben sem tudunk semmit mondani.

A második érvem az, hogy épp a „klasszikus munka” szolgálat precedenst várakozási hibával terhelt változóra. Meese és Rogoff ugyanis a relatív vásárlóerő-paritást is tesztelték munkájuk zárásaként, mégpedig a monetáris (Frenkel-Bilson) modell proxyjaként.<sup>168</sup> Abban a pillanatban azonban, amikor az adott időszak ex post mért, tényleges inflációs különbözetével

<sup>166</sup> Utóbbinak ebben a kontextusban értelme sem lenne, hiszen egyet jelentene az UIP vizsgálatával.

<sup>167</sup> Pentecost, 125.o., in: Darvas-Halpern [1998]



számolunk, ugyanazok a kétségek állhatnak elő, mint a hozamparitás esetében. Ezt szemléletesen példázza az a szituáció, mikor a várt inflációs ráta bel- és külföldön azonos, hiszen ekkor a PPP szerinti magyarázó változó pontosan megegyezik az előre nem várt bel- és külföldi inflációk eltéréseivel.

Lássuk immár a hozamparitás és a véletlen bolyongás összevetését a korábban vizsgált relációkban az 1991 és 2003 közti időszakra. A véletlen bolyongás hipotézise szerint az árfolyam várt változása nulla, míg a hozamparitások esetében az elmélet szerinti  $\alpha=0$ ,  $\beta=1$  paraméterekkel számoltam minden horizonton.

5.29. tábla: A véletlen bolyongás és a hozamparitások becslési hibái az 1 havi árfolyamváltozás tekintetében (1991M1:2003M9)

DEM/USD	RW	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
RMSE:	0,030926	0,030695	0,029878	0,029272	0,029082	0,029659	0,031285
%	100	99,25	96,61	94,65	<b>94,04</b>	95,91	101,16
MAE:	0,023973	0,023926	0,023223	0,022664	0,02234	0,022717	0,024309
%	100	99,80	96,87	94,54	<b>93,19</b>	94,76	101,40
USD/GBP	RW	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
RMSE:	0,027259	0,025659	0,024301	0,023444	0,023766	0,025432	0,030111
%	100	94,13	89,15	<b>86,00</b>	87,19	93,30	110,46
MAE:	0,01936	0,018727	0,017936	0,01756	0,018089	0,019549	0,022786
%	100	96,73	92,65	<b>90,70</b>	93,44	100,98	117,70
DEM/GBP	RW	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
RMSE:	0,022869	0,022839	0,022947	0,023208	0,024262	0,026005	0,029744
%	100	<b>99,87</b>	100,34	101,48	106,09	113,71	130,06
MAE:	0,017271	0,017653	0,017934	0,018294	0,019487	0,021054	0,023574
%	100	<b>102,21</b>	103,84	105,92	112,83	121,90	136,49

A táblában vastagítva a legkisebb hibájú hozamparitások (RW arányában számított) százalékos értékeit jelzem.

A táblázatban két fontos megfigyelést tehetünk. Egyrészt az átlagos négyzetes hibák négyzetgyökével (RMSE) számolva a hozamparitásokra nézve hízelgőbb értékek adódnak, mint az átlagos abszolút eltéréssel (MAE) számolva.<sup>169</sup> Másrészt az egyes hozamparitások egymás közti összevetései nagyrészt illeszkednek a regresszióknál kapott eredményekhez (béta pontbecslés és R<sup>2</sup>). Emellett feltűnő, hogy HP-10 kivételével a hozamparitások RMSE alapon DEM/USD és USD/GBP viszonylatban egytől-egyig – igaz csak minimális mértékben, de – jobb eredményt adnak, mint a véletlen bolyongás. Ezekben az esetekben egyetlen kivétellel a MAE alapon is a hozamparitás értékei kedvezőbbek.<sup>170</sup> A DEM/GBP devizapárra ugyanakkor – ismét csak összhangban a regressziók eredményeivel – a hozamparitás (egyetlen apró kivétellel) rosszabbul szerepel, mint a véletlen bolyongás.

<sup>168</sup> Mindezt az amerikai pénzkeresleti függvénnyel kapcsolatos empirikus anomáliák áthidalására tették.

<sup>169</sup> A DEM/USD reláció némileg kivétel, mert itt a 6-ból 3 esetben az MAE-érték a kedvezőbb.



A 3 hónapos periódus adataival számolva a hozamparitások eredményei DEM/USD és USD/GBP párokra némileg javulnak az 1 hónaposhoz képest. Ez nem meglepő, hiszen – valószínűleg a kisebb mintáknak köszönhetően – regressziós eredmények is kedvezőbbek voltak. A DEM/GBP párra a hozamparitások kivétel nélkül gyengébben szerepelnek a véletlen bolyongásnál, igaz egy-két esetben csak egészen minimális mértékben.

5.30. tábla: A véletlen bolyongás és a hozamparitások becslési hibái a 3 havi árfolyamváltozás tekintetében (1991Q1:2003Q3)

DEM/USD	RW	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
RMSE:	0,060129	0,0599049	0,057129	0,054625	0,051223	0,049394	0,047546
%	100	99,63	95,01	90,85	85,19	82,15	79,07
MAE:	0,048357	0,0497852	0,048037	0,046098	0,042768	0,040338	0,038035
%	100	102,95	99,34	95,33	88,44	83,42	78,65
USD/GBP	RW	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
RMSE:	0,046231	0,042432	0,03954	0,038175	0,039114	0,042785	0,050905
%	100	91,78	85,53	82,57	84,61	92,55	110,11
MAE:	0,030664	0,029244	0,027966	0,027761	0,029446	0,032429	0,038797
%	100	95,37	91,20	90,53	96,03	105,75	126,52
DEM/GBP	RW	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
RMSE:	0,044702	0,044879	0,044863	0,045301	0,046777	0,049264	0,054758
%	100	100,40	100,36	101,34	104,64	110,21	122,50
MAE:	0,033858	0,034411	0,034805	0,035468	0,037062	0,039705	0,044412
%	100	101,63	102,80	104,75	109,46	117,27	131,17

A táblában vastagítva a legkisebb hibájú hozamparitások (RW arányában számított) százalékos értékeit jelzem.

A hozamparitást a véletlen bolyongással egybevető vizsgálatainkat összegezve elmondhatjuk, hogy a HP a világ teljes devizapiaci forgalmának együtt 30-40%-kát kitevő két relációban (DEM/USD és USD/GBP) a véletlen bolyongásnál az esetek nagy többségében jobb eredményeket szolgáltat az utolsó 12-13 évre. Bár a javulás mértéke nem túl nagy (a maximum 20% körüli), de jelentéktelennek sem mondható az irodalomban dokumentált egyéb vizsgálatok tükrében.<sup>171</sup>

### 5.1.7. A hosszabb vizsgálati periódusok eredményeinek összegzése

A relatíve hosszabb (1-3 hónapos), az árfolyam alakulást és a hozamparitást szinkron időben elemző vizsgálati periódusok eredményeit a következő pontokban lehet tömören összegezni:

<sup>170</sup> A marginális különbséggel az RW-nél rosszabbul szereplő kivétel a HP-7 az USD/GBP relációban.  
<sup>171</sup> A különböző horizontú HP-k átlagos értékei ugyanakkor 88,65% (DEM/USD 3 hó) és 108,59% (DEM/GBP 1 hó) között szóródnak. A vizsgált modell és a véletlen bolyongás RMSE értékeinek hányadosát szokásos Theil-statisztikának is nevezni (lásd: Moosa [1999, 406.o.]).



- A devizaárfolyam és a hozamparitás kapcsolata a nyolcvanas évek derekától fokozatosan erősödik, és az utolsó egy-másfél évtizedre alapvetően jó eredmények (szignifikáns és pozitív béta-együtthatók, elfogadható magyarázóerők) adódnak a regressziókban. A kapcsolat intenzitása relációnként nem egyforma: miközben a dollárt tartalmazó (egyébként világgazdaságilag fontosabb) két relációban az eredmények kifejezetten kedvezőek, addig a DEM/GBP relációban a kapcsolat meglehetősen esetleges.
- A szimultaneitási hiba kiküszöbölésre alkalmazott prémium hozam regressziók megerősítették a hozamparitás tesztelése során kapott eredményeket. Egyúttal rávilágítottak arra is, hogy a kötvény-árfolyamnyereségek különbsége és a prémium hozam közötti kapcsolat forrását alapvetően az USA kötvénypiac és a dollár árfolyama közti összefüggések teremtik meg. A DEM/GBP relációban ugyanakkor meglehetősen kedvezőtlen eredményeket tapasztalhattunk.
- A hozamparitás megközelítésre épülő szimulációs modell oly messzemenően tudja leképezni a havi árfolyamváltozások 25-30 éves idősorainak és a paritások (rövid és hosszú UIP, HP) regresszióinak tulajdonságait, ami egészen kivételes.
- A hozamgörbe várakozási hipotézisének dolgozatban bemutatott tesztjei meglepő, az eddig ismert vizsgálatokkal merőben ellentétes eredménnyel zárultak: a spread nem szisztematikusan rossz előrejelzője a hosszabb hozamok rövidtávú változásainak. Bár az eredmények országonként némileg eltérőek, előző következtetésünk minden esetben áll.
- A hozamparitás és a véletlen bolyongás előrejelző képességének szokásos, vagyis a magyarázó változó később ténylegesen bekövetkezett értékein alapuló „mintán kívüli” összevetése a hozamparitásra nézve kedvező eredménnyel zárult. Az 1, ill. 3 hónapos horizontokon a hozamparitás átlagos négyzetes hibájának négyzetgyöke (RMSE), és átlagos abszolút hibája (MAE) átlag 10, maximum 20 százalékkal teljesített jobban a véletlen bolyongásnál. Ezeket a vizsgálatokat azonban csak kiegészítésként, egy függelékben közöltem, mert a magyarázó változó a hozamparitás esetében később ténylegesen realizált hibatagot (sokkot) tartalmaz, így az összevetés jogossága némileg megkérdőjelezhető.

Az ebben az alfejezetben bemutatott empirikus vizsgálatok (a csak vázlatosan hivatkozott szimulációs eredményektől eltekintve) ugyanakkor nyitva hagyják a kérdést, hogy a kötvény- és devizapiaci sokkok elméleti megközelítésben leírt időbeli sorrendje helytálló-e? Az 5.2 alfejezetben szereplő 1 napos előrejelzések épp ennek megválaszolásához járulhatnak hozzá.



## 5.2. Előrejelzések 1 napos periódusra

Az előző alfejezetben prezentált hosszabb periódusú vizsgálatok – reményeim szerint – annak szemléltetésére lehettek alkalmasak, hogy a kötvény- és devizapiacok a releváns fundamentumokkal kapcsolatos információk változásaira a világgazdaság néhány meghatározó relációjában az elmúlt 10-15 évben komoly szinkronitást mutató módon reagáltak. Ez már önmagában is élesen ellentmond annak a széles körben elterjedt nézetnek, miszerint „a rugalmas devizaárfolyamok a saját külön életüket élik”. Emellett – hangsúlyozottan konstruktív céllal! – aláássa a szakterület számos prominens képviselőjének azt a szkeptikus nézetét is, miszerint az eddig felgyülemlett „...negatív eredmények azt sugallják, hogy a standard fundamentumokon (pénzkinálat, reáljövedelem, kamatláb, inflációs ráta, folyó fizetési mérleg) alapuló modellek sohasem fogják rövid- és középtávon megmagyarázni vagy előre jelezni a devizaárfolyam volatilitásának döntő hányadát.” (Frankel és Rose [2001, 1708.o.]

A 4. fejezetben bemutatott elméleti megközelítésemben ugyanakkor világos logikai sorrend mutat a kötvényhozamok változásai felől a devizaárfolyam irányába, ennek empirikus mérése a piacok nagy reakciósebessége miatt csak magas frekvenciájú vizsgálatokkal képzelhető el.

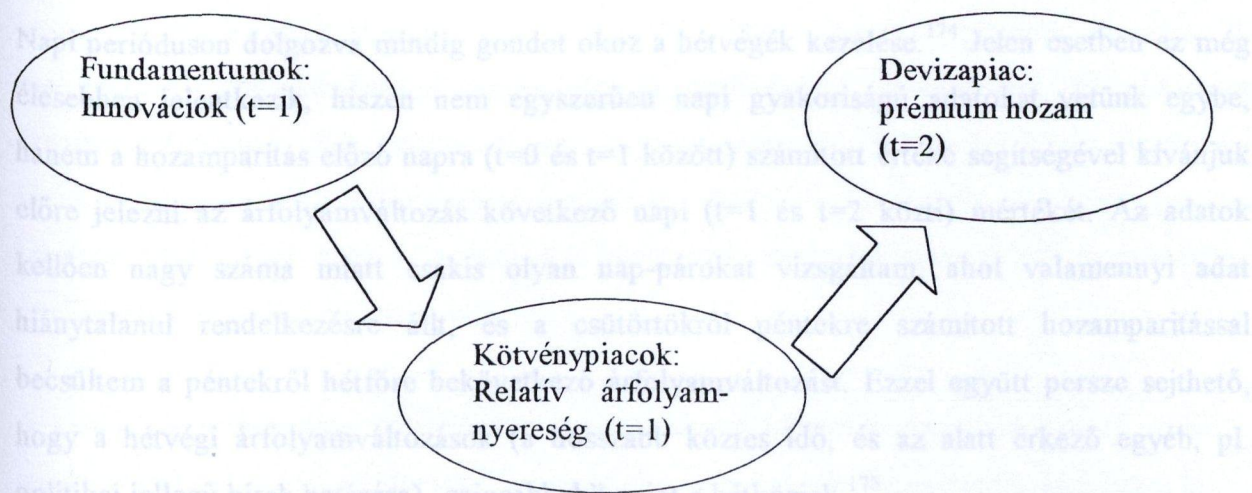
Mivel a likvid pénzügyi piacok paralel módon, és gyakorlatilag azonnal reagálnak a környezeti peremfeltételek módosulásaira, ezért a kötvény- és devizapiaci árváltozások időbeli rendjének mérése nagyon nehéz, de mégis kivitelezhető. Ami ezt lehetővé teszi, az a kötvénypiaci ügyletek elszámolásának az időigénye.<sup>172</sup> A tranzakciós szándék visszavonhatatlan kinyilvánítása és a tényleges pénzügyi teljesítés között ugyanis szükségszerűen eltelik némi idő. Mivel a rendelkezésre álló zérókupon-idősorok legrészletesebb bontása napi szintű, ezért abban kell bízunk, hogy az elszámolás időigénye is legalább 1 nap.<sup>173</sup> Ebben az esetben lehetővé válhat, hogy a  $t=0$  és  $t=1$  között számított hozamparitás segítségével előrejelzést adjunk a  $t=1$  és  $t=2$  közötti devizaárfolyam-változásra. Jelen alfejezetben éppen ezt a lehetőséget fogom kutatni, amit az alábbi ábra is szemléltet:

<sup>172</sup> Nem arra gondolok, hogy milyen gyorsan teljesítik a megbízást (hiszen ez ma már csak másodpercek kérdése), hanem arra, hogy az ügylet tényleges pénzügyi teljesítése mikor történik. A devizapozíciók ugyanis erre az időpontra keletkeznek.

<sup>173</sup> Ez a feltevés a treasuryk és az elszámolóházak működési gyakorlatát figyelembe véve korántsem valószínűtlen. Ha az elszámolás 1 napnál hosszabb időt igényelne, az sem okozna már gondot, csupán az előrejelzési periódust módosítaná. Amennyiben azonban lényegesen rövidebb lenne annál, akkor napon belüli zérókupon adatokra lenne szükség, melyek belátható időn belül nagy valószínűséggel nem fognak rendelkezésre állni. (A devizaárfolyamok esetében viszont már ma is léteznek nagy felbontású idősorok.)



5.13. ábra: a napi előrejelzésű vizsgálatok sémája



Az 1 napos frekvencián a korábban is vizsgált relációkat veszem szemügyre, ugyanazokra az adatforrásokra támaszkodom számolásaim során. Néhány eltérés azonban mégis szükségszerű volt, mivel a Bundesbank csupán 1997 augusztusától kezdődően közöl napi gyakoriságú zérókupon adatokat. Ez az időpont azonban túlságosan közel esik az euró megjelenésével (1999. január) együtt járó, jórészt technikai okokra visszavezethető nemzetközi portfólió-átrendezésekhez. Ezért célszerűbbnek láttam a vizsgálatot az euró-érára korlátozni, bár nyilvánvaló, hogy 1999-re a fordított irányú folyamatok szintén torzíthatnak az eredményeken. A német kötvényműveket viszont már korábban is alkalmaztam az euró-zóna benchmarkjának proxy változójaként. A brit hozam adatok 1979-től napi bontásban is rendelkezésre állnak, ezért az USD/GBP relációban ezen a frekvencián is majd 25 év adatait dolgozhattam fel. Ebben a viszonylatban azonban ismét a Bundesbank és az ECB hivatalos árfolyamainak segítségével képzett keresztárfolyamot kellett alkalmaznom a megfelelő direkt jegyzések hiányában. Eredményeimet a korábbiakkal összhangban devizapáronként, az egyes relációk 5.1-es táblában bemutatott világgazdasági súlyának sorrendjében fogom bemutatni.

Fontos kiemelni, hogy a jegybankok a piacok adott napi utolsó kötvényműve alapján számítják a zérókupon-hozamokat. Az időzónák eltéréseiből adódóan az USA adatok így néhány (3-4) órával későbbi állapotot tükröznek, utóbbiakat ugyanis a New-Yorki piac zárása szerint kalkulálják. Az adatok a publikum számára egyébként csak a következő napon válnak hozzáférhetővé. Ugyanakkor arról sem feledkezhetünk meg, hogy professzionális piaci szereplők a gyakorlatilag real-time tudják reprodukálni az aktuális piaci jegyzésekből a jegybankok ismert számítási módszere szerinti zérókupon-adatokat. Egyes elektronikus



elérhető hírügynökségek (pl. a Reuters) pedig készen kínálnak ügyfelek számára a valós időben frissített zérókupon információkat a hozamgörbe széles lejárati spektrumára.

Napi perióduson dolgozva mindig gondot okoz a hétvégék kezelése.<sup>174</sup> Jelen esetben ez még élesebben jelentkezik, hiszen nem egyszerűen napi gyakoriságú adatokat vetünk egybe, hanem a hozamparitás előző napra ( $t=0$  és  $t=1$  között) számított értéke segítségével kívánjuk előre jelezni az árfolyamváltozás következő napi ( $t=1$  és  $t=2$  közti) mértékét. Az adatok kellően nagy száma miatt csakis olyan nap-párokat vizsgáltam, ahol valamennyi adat hiánytalanul rendelkezésre állt, és a csütörtökről péntekre számított hozamparitással becsültem a péntekről hétfőre bekövetkező árfolyamváltozást. Ezzel együtt persze sejthető, hogy a hétvégi árfolyamváltozások (a hosszabb köztes idő, és az alatt érkező egyéb, pl. politikai jellegű hírek hatására) „zajosabbak”, mint a hétköziek.<sup>175</sup>

A hétvégékkel kapcsolatos problémák fényében elfogadhatónak tűnt számomra, hogy a hozamparitás képletét egyszerűsített formában alkalmazzam, hiszen a teljes értéken belül az egy napra jutó kamatkülönbség immár teljesen marginális nagyságrendű, és az  $n-1$  periódusú hozamok helyén amúgy is az  $n$  periódusúakat kell használnom proxyként. Ezért az alábbi,  $O/N$  kamatok nélküli képlet szerint számítottam a regressziókat (és egyéb összevetéseimet is):

$$(5.10) \quad \ln s_2 - \ln s_1 = \alpha + \beta \cdot n \left[ \left( \ln(1 + i_{(0,n)}) - \ln(1 + i_{(0,n)}^*) \right) - \left( \ln(1 + i_{(1,n+1)}) - \ln(1 + i_{(1,n+1)}^*) \right) \right] + \varepsilon_2$$

A képletben a hozamok az eddig is használt, periódusegységre (1 nap) vetített formában értendők. Könnyen belátható, hogy (5.10) regresszorának létezik egy nagyon egyszerű formára redukálható közelítő értéke, hiszen tudjuk, hogy  $\ln(1+i) \approx i$ . Ezért jelen vizsgálatokban igaz a következő:<sup>176</sup>

$$(5.11) \quad HP \approx -n \cdot \Delta(i - i^*)_n$$

Az (5.4)-ben explicite is megjelenik a hozamparitás mögött meghúzódó, a forward-rejtéllyel összhangban álló negatív korreláció lehetősége a kamatkülönbség és az árfolyam között.

<sup>174</sup> V.ö.: Rappai [1995, 22-24.o.]

<sup>175</sup> V.ö.: Lobo [2002]. Saját próbaszámításaim szerint is azokban az esetekben, amikor a hétvégét mellőzve, tehát csak a hétköznapokkal dolgozunk, az eredmények egyöntetűen kedvezőbbek.

<sup>176</sup> A zárójelen kívüli jobb alsó index az „ $n$ ” periódusú kamatkülönbségre,  $\Delta$  ennek változására utal.



5.2.1. USD-EUR reláció

Az USD/EUR reláció a világ kiemelkedően legfontosabb devizapárja, melynek eddigi nem túl hosszú története máris komoly fejtörésre adott okot a gazdaságirányítók számára. A hagyományos árfolyamelméleti megközelítések segítségével lehetetlennek, de minimum heroikus feladatnak tűnik értelmezni azt a roppant széles (kb. 0,8 és 1,2 közti) ingadozási sávot, melyben az árfolyam az euró bevezetése óta eltelt szűk 5 esztendőben a helyét kereste. Izgalmas kérdés tehát, hogy a hozamparitás koncepciója segítségével vajon milyen mértékben értelmezetők az eddigi fejlemények?

A kérdés megválaszolása érdekében először az egyes idősorok alaptulajdonságait, majd a stacionaritásra alapozva a különböző horizontú hozamparitások regresszióit számítottam ki:

5.31. tábla: USD/EUR árfolyamváltozás és hozamparitások alapjellemzői 1 napos perióduson

1999-2003	$\Delta \ln s$	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
Átlag:	-6,7E-05	2,18E-05	3,94E-05	5,16E-05	5,86E-05	6,81E-05	5,75E-05
Szórás:	0,007167	0,000555	0,001391	0,002224	0,003689	0,005104	0,006975
Variancia:	5,14E-05	3,08E-07	1,94E-06	4,94E-06	1,36E-05	2,6E-05	4,86E-05
Var %	100	0,60	3,77	9,63	26,50	50,71	94,69
ADF I(1) L:6	-12,236**	-14,079**	-15,085**	-15,331**	-15,108**	-15,294**	-14,293**

Az 5.31-es táblából kivehető egyrészt, hogy HP-10 varianciája lényegében azonos mértékű, mint az árfolyamváltozása, másrészt hogy a szórások 1-2 nagyságrenddel meghaladják az átlagos értékeket. Az idősorok kivétel nélkül, és nagyon magas ADF-értékekkel stacionerek.

Az 5.32-es tábla regressziós eredményei ugyanakkor nagyon kedvezőek a hozamparitásra nézve. Az alfa paraméterek sehol sem különböznek szignifikánsan nullától,<sup>177</sup> és a béta együtthatók minden esetben pozitív előjelűek és igen erősen szignifikánsak. Sőt, a kétéves hozamparitásra nézve az alaphipotézis egésze sem vethető el:  $\alpha=0$ ,  $\beta=1$  és az autokorrelálatlan hibatag is teljesül a 95%-os valószínűségi szinten.<sup>178</sup> Az előbbit is jelző Durbin Watson mutatók értékei kifejezetten jónak mondhatók, akárcsak a későbbiek folyamán minden más esetben. A magyarázóerők ( $R^2$ ) is tisztesek, lévén szó 1 napos előrejelzésről. Utóbbiak egyben azt is sejtetik, hogy a hozamparitás segítségével a véletlen bolyongásnál

<sup>177</sup> Mivel ez szinte minden később vizsgálatra kerülő esetre is igaz, ezért nem fogom mindenütt külön említeni.



jobb előrejelzés adható, ezért a következő lépésben ezt az összehasonlítást végeztem el. (Az előző alfejezetben gyakran használt ábrákat viszont jórészt mellőzöm, mert a nagy elemszám miatt azok az adott oldalszélesség mellett nehezen lennének kisilabizálhatók. Az alfejezet végén szemléltető célzattal azért fogok egyet szerepeltetni.)

5.32. tábla: A különböző hozamparitások regressziói USD-EUR relációban  
1 napos előrejelzési periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
(5.10) $\ln s_2 - \ln s_1$	$\alpha$	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
	$\beta$	2,657** (0,375)	1,180** (0,149)	0,711** (0,093)	0,449** (0,056)	0,317** (0,041)	0,219** (0,030)
	R <sup>2</sup>	0,042	0,052	0,049	0,053	0,051	0,045
	F	50,089	62,637	57,921	63,865	60,752	54,001
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	DW	2,029	2,027	2,027	2,014	2,009	2,015
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	9,833	0,858	4,942	48,29	141,3	342,4
	p-érték	0,000	0,424	0,007	0,000	0,000	0,000

A táblázat feletti időszak-megjelölés itt és a továbbiakban a hozamparitásra vonatkozik, az árfolyamváltozás minden esetben a rákövetkező napra értendő. A megfigyelések száma N=1134. Egyéb jelölések, mint fentebb.

A hozamparitást a véletlen bolyongás (RW: random walk) hipotézissel napi előrejelzésnél a hasonló jellegű (pl. a korábbi alfejezetben bemutatott) vizsgálatokhoz képest jóval fairebb módon lehet egybevetni. Mindez annak köszönhető, hogy a hozamparitás esetében nem volt szükség paraméterek becslésére valamely véges mintából, hiszen *mindvégig az  $\alpha=0, \beta=1$  feltételezéssel számolhatunk.*<sup>179</sup>

Ezzel egyben a teljes vizsgált időszak alkalmas a „mintán kívüli” („out of sample”) összehasonlításra.<sup>180</sup> Az eredményeket a teljes idősakra és az egyes évekre is közlöm, mégpedig mind az RMSE, mind az MAE alapú összevetésre oly módon, hogy a HP értékeit az RW százalékában adom meg, továbbá a legkedvezőbb hozamparitás értéket (akárcsak a későbbi előjel- és hozamvizsgálatok során) vastagon szedve jelölöm:

<sup>178</sup>  $\rho(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+1}) = -0,015$  és  $p=0,610$   
<sup>179</sup> Mindez még MacDonald és Marsh [1997] eljárásánál is „tisztességesebb” a véletlen bolyongással szemben, hiszen ők „csupán” annyiban módosítottak a szokásos eljárásán, hogy a tesztidőszakban már nem becsülték újra a modelljük együtthatóit. De azokat az elején egyszer, a korábbi értékek alapján mégiscsak becsülniük kellett. Ez lényegében azzal lenne egyenértékű, ha mi az időszak egy részéből becsült bétákkal hasonlítanánk össze az időszak végére a hozamparitást a véletlen bolyongással.)  
<sup>180</sup> A hasonló összevetések többségében a rendelkezésre álló adatsort két időszakra osztják, a végét fenntartva a „mintán kívüli”, általában tovagördülő paraméterbecslés segítségével végrehajtott összehasonlítások számára.



5.33. tábla: a hozamparitások és a véletlen bolyongás előrejelzésének összevetése

USD/EUR relációban 1 napos periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)

időszak	mutató	RW	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
1999-2003	RMSE	100,00	98,70	<b>97,41</b>	97,96	101,35	108,90	123,77
	MAE	100,00	98,77	<b>98,04</b>	99,43	103,69	111,10	126,45
1999	RMSE	100,00	<b>99,96</b>	100,94	103,93	113,39	126,24	146,96
	MAE	100,00	<b>100,33</b>	102,26	107,12	119,13	133,59	154,68
2000	RMSE	100,00	98,91	97,57	96,86	<b>96,71</b>	99,87	105,81
	MAE	100,00	98,70	97,45	96,99	<b>97,13</b>	100,73	107,21
2001	RMSE	100,00	97,88	<b>96,33</b>	96,58	97,15	102,65	119,81
	MAE	100,00	97,87	<b>96,18</b>	97,24	97,42	102,07	119,10
2002	RMSE	100,00	98,80	<b>97,38</b>	99,69	107,67	119,58	136,49
	MAE	100,00	98,63	<b>98,20</b>	100,93	110,15	120,82	138,09
2003	RMSE	100,00	97,90	94,34	<b>93,18</b>	96,40	105,03	125,95
	MAE	100,00	98,54	96,60	<b>95,94</b>	98,37	104,33	124,32

A HP oszlopaiban található adatok a random walk hibájának százalékában értendők.

Mint a táblából kitűnik, minden időszakban akad olyan hozamparitás, mely jobb előrejelzést szolgáltat a véletlen bolyongásnál.<sup>181</sup> Bár az előrejelzés javulása nem túl nagy, hiba volna azt bagatellizálni. Különösen igaz ez, ha figyelembe vesszük, hogy a hozamparitás (a random walkkal ellentétben!) az árfolyamváltozás irányára vonatkozóan is predikciót ad. Ennek minőségét feltárandó meghatároztam a jó előjelek arányát az egyes hozamparitásokra:<sup>182</sup>

5.34. tábla: a hozamparitások által jelzett jó előjelek aránya USD/EUR relációban

1 napos periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)

Időszak:	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
1999-2003	54,85	54,94	57,05	56,70	<b>57,58</b>	56,08
1999	47,95	51,23	<b>53,69</b>	<b>53,69</b>	51,64	51,64
2000	57,20	53,91	55,56	57,61	<b>58,02</b>	55,97
2001	55,42	55,00	56,67	57,92	<b>60,42</b>	59,17
2002	55,56	58,44	<b>58,85</b>	56,38	57,61	54,73
2003	59,76	56,71	<b>62,20</b>	58,54	61,59	60,37

<sup>181</sup> Az egyetlen kivétel talán a korábban már említett, az euró megjelenéséhez köthető technikai hatásokkal terhelt 1999-es év, bár RMSE alapon számolva HP-2 – egészen minimális mértékben, de – itt is jobb értéket ad RW-nél.

<sup>182</sup> Amennyiben akár az árfolyamváltozás, akár a hozamparitás értéke 0 volt (és persze a másiké nem!), akkor azt természetesen rossz irányú előrejelzésnek tekintettem.



Két fontos megfigyelést tehetünk: egyrészt a hozamparitások (egyetlen kivétellel) az esetek el nem hanyagolható többségében jól jelzik az árfolyamváltozás irányát. Másrészt a legtöbb jó előjelet szolgáltató hozamparitások hosszabb horizontúak, mint a legkedvezőbb regressziót, ill. RMSE és MAE értéket szolgáltatók. Az egész időszakra nézve, pl. a HP-7 tűnik a dominánsnak, ugyanakkor egyetlen esetben sem „nyertes” az eddig legjobb HP-2.

Joggal merülhet fel a kérdés, hogy a hozamparitás által jelzett előjelekre alapozott egyszerű kereskedési szabályt követve milyen potenciális hozamokra számíthatnánk? A válasz megadása érdekében roppant egyszerű módszert követve generáltam az egyes napok hozamértékeit: amennyiben a hozamparitás jó előjelet adott, akkor az adott napi árfolyamváltozás abszolút értékét pozitív, ha rosszat, akkor negatív előjellel könyveltem el.<sup>183</sup>

A kapott napi hozamértékeket és volatilitásukat 240 nappal évesítve a következő eredményekre jutottam (a legjobb eredmények ismét vastagítva):<sup>184</sup>

5.35. tábla: potenciális hozamok a hozamparitás által jelzett jó előjelek alapján kereskedve USD/EUR relációban (1999.01.04.:2003.08.27.)

1999-2003	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7év	HP 10 év
Hozam/év	0,2590	0,2443	<b>0,3085</b>	<b>0,3061</b>	<b>0,3670</b>	0,2857
Volatilitás/év	0,0953	0,0969	<b>0,0957</b>	<b>0,0924</b>	<b>0,1224</b>	0,1404

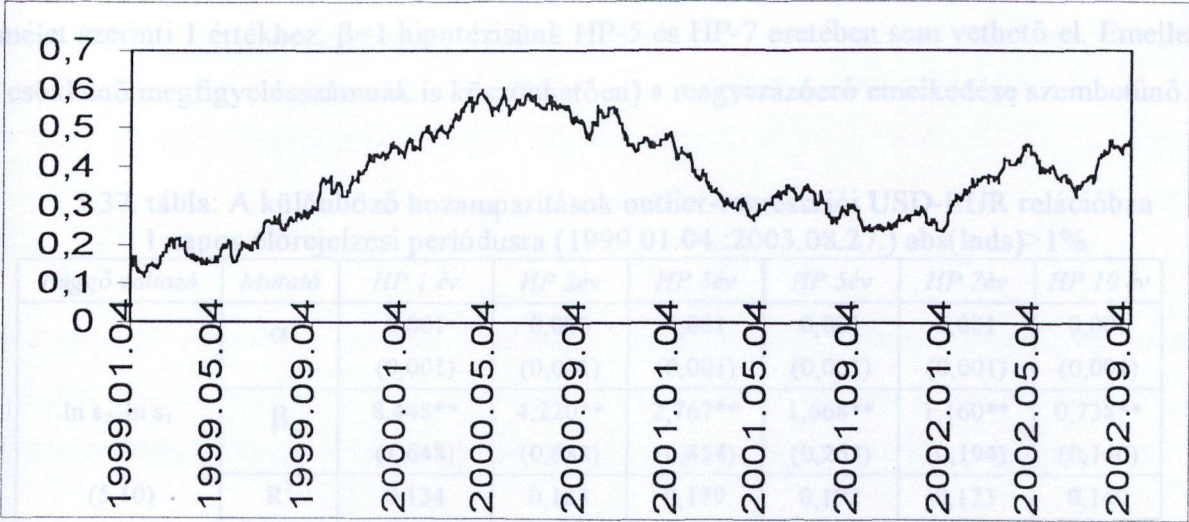
A kapott hozam/kockázat profilok egészen kiválóak, és azt sugallják, hogy a hozamparitás alapján kereskedve igenis elképzelhető pozitív várható értékű spekulatív kereskedési stratégia. Bár a három vastagon szedett eset tekintetében a hozam/kockázat trade-off folytán nem lehet sorrendet felállítani, én HP-7 esetében számított 1 éves hozamok példáját szemléltetem ábrában is. Mint láthatjuk, legrosszabb esetben is 10% feletti éves hozam adódik.

<sup>183</sup> Az alkalmazott módszer több tényezőt figyelmen kívül hagy. Először is nem számol a tranzakciós költségekkel, melyek azonban az intézményi befektetők számára a valóságban roppant alacsonyak. (Tipikusnak az árfolyamjegyzések utolsó tizedes jegyével megegyező, 0,0001 – másként: 1 „pip” – mértékű fajlagos költség tekinthető.) A piacok professzionális szereplői számára a bid/ask spread gyakorlatilag nem létezik. A kereskedési stratégiát követve minden egyes napra végrehajtható overnight lekötésekkel ez már 3,6%-os kamatszint mellett is tökéletesen kompenzálható. (Mivel nem kell minden nap pozíciót váltani, ezért a kompenzációhoz szükséges overnight kamat küszöbértéke ennél lényegesen kisebb is lehet.)  
Életszerűtlen az a feltevés is, hogy az adott napi árfolyamváltozás egésze elkönyvelődik hol pozitív, hogy negatív hozamként. Jó előjeleknél valószínűleg csak eleve kedvezőtlenebb árfolyam mellett lehet pozíciót nyitni, viszont a rossz előjelek esetében a pozíció nyitása (a kalkulációhoz használnál) kedvezőbb árfolyam lehet. Mivel azonban precízebb (napon belüli) árfolyam adatok nem állnak rendelkezésemre, ezért felteszem, hogy e hatások egymást közömbösítik.

<sup>184</sup> Bár általában 250 nappal szokás kalkulálni, adott esetben az országoként eltérő munkaszüneti napok folytán az évenként rendelkezésre álló adatok 240 körül ingadoznak.



5.14. ábra: 1 éves befektetésekre jutó hozamok a HP-7 által jelzett előjelek alapján kereskedve a spot piacon, 1999 és 2003 között USD/EUR relációban különböző időszakokra.



Az ábrában látható értékek azt jelenítik meg, hogy a hozamparítás által jelzett előjelek alapján kereskedve a spot piacokon felvett pozíciók tetszés szerinti, az ábrában szereplő kezdőnaptól számított 1 év alatt mekkora hozamot (devizaárfolyam-nyereséget) kumuláltak.

Az imént prezentált potenciális hozamok a korábbi RMSE-MAE összevetésekhez viszonyítva túlságosan magasnak tűnhetnek, és arra utalnak, hogy a hozamparítás előrejelző-képessége nagy árfolyamváltozások esetén jobb. Ennek belátására ún. outlier-regressziókat is számoltam a mintaszórásnál ( $\approx 0,7\%$ ) és az 1%-nál nagyobb árfolyamváltozások esetére.<sup>185</sup> Lássuk ezeket:<sup>186</sup>

5.36. tábla: A különböző hozamparítások outlier-regressziói USD-EUR relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)  $\text{abs}(\ln s_2 - \ln s_1) > 0,7\%$

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
$\ln s_2 - \ln s_1$ (5.10)	$\alpha$	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)
	$\beta$	6,732** (1,083)	3,273** (0,434)	2,092** (0,277)	1,246** (0,160)	0,866** (0,118)	0,583** (0,086)
	$R^2$	0,104	0,145	0,146	0,153	0,139	0,121
	F	38,668	56,806	57,136	60,413	54,049	46,011
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	14,06	13,73	7,811	1,258	0,886	12,27
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,285	0,413	0,000

A megfigyelések száma N=336. Jelölések, mint fentebb, az 5.3 táblában.

<sup>185</sup> Az outlier-vizsgálatok fontos tulajdonsága, hogy az egyes megfigyelések között nem azonos időközök telnek el, ami sajátos módszertani problémákat vethet fel. Ezekkel itt most nem kívánok foglalkozni.

<sup>186</sup> A Durbin-Watson mutatók (egyébként 2-hez ténylegesen rendkívül közeli értékeit) az outlier-regresszióknál nincs értelme közölni.



Mint látható, az 5.32-es táblához képest az a legnagyobb változás, hogy a béták értékei jelentősen nőttek, és nagyobb horizontú hozamparitások esetében kerültek közelebb az elmélet szerinti 1 értékhez.  $\beta=1$  hipotézisünk HP-5 és HP-7 esetében sem vethető el. Emellett (a csökkenő megfigyelésszámnak is köszönhetően) a magyarázóerő emelkedése szembetűnő.

5.37. tábla: A különböző hozamparitások outlier-regressziói USD-EUR relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)  $\text{abs}(\ln \Delta s) > 1\%$

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
$\ln s_2 - \ln s_1$ (5.10)	$\alpha$	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
	$\beta$	8,448** (1,648)	4,220** (0,683)	2,767** (0,454)	1,668** (0,263)	1,160** (0,194)	0,738** (0,140)
	$R^2$	0,134	0,183	0,179	0,192	0,173	0,140
	F	26,281	38,150	37,059	40,366	35,619	27,768
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	10,59	11,44	7,891	3,627	0,903	2,500
	p-érték	0,000	0,000	0,001	0,029	0,407	0,085

A megfigyelések száma  $N=172$ . Jelölések, mint fentebb.

A kiugróan magas, 1%-kot meghaladó – a közgazdászok által tipikusan anomáliának tekintett – napi árfolyamváltozások esetében mind a béta, mind az  $R^2$  értékek tovább növekedtek. Ebben az esetben HP-7 és HP-10 esetére nem vethető el a nullhipotézis.<sup>187</sup>

A hozamparitások által szolgáltatott jó előjelek száma is lényegesen magasabb arányú a jelentős árfolyamváltozások esetében, nagyjából 2/3 körüli:

5.38. tábla: jó előjelek USD/EUR relációban nagy árfolyamváltozásnál (1999:2003)

$N=336$ , ill. $N=172$	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
$\text{abs}(\ln \Delta s) > 0,7\%$	63,10	63,99	66,67	66,67	<b>68,15</b>	64,58
$\text{abs}(\ln \Delta s) > 1\%$	63,95	67,44	<b>70,35</b>	69,77	<b>70,35</b>	66,86

Gyors konzekvenciát vonva megállapíthatjuk, hogy a világ teljes devizapiaci forgalmának 30%-át kitevő USD/EUR relációban napi frekvenciájú előrejelzésekkel kapott eredményeink erősen alátámasztják azt a nézetet, miszerint az 5.13-as ábrában jelzett kapcsolat igen releváns. Vagyis a fundamentumokban, illetve a rájuk vonatkozó információkban bekövetkező változások jelentős részben a kötvénypiacokon keresztül transzformálódhatnak a

<sup>187</sup> Gondoljunk vissza az 5.21-es táblára, melyben HP-10 és az árfolyamváltozás varianciája voltak kb. azonosak.



devizapiaci változásokba. Napi frekvenciájú vizsgálataink újabb érvvel szolgálnak a hosszabb, 1-3 hónapos periódusok során felmerült dilemma kapcsán is, hiszen nem utal semmi jel arra, hogy a hozamparitás és az árfolyam közötti kapcsolat lazulna a jelenhez közeledve. Sőt, az 5.33-as és 5.34-es táblák inkább a kapcsolat erősödését jelzik.

5.2.2. USD-GBP reláció

Az USD/GBP reláció az egyetlen, melyben a napi sűrűségű adatsor ugyanolyan hosszú időszakot ölel fel, mint a havi záró értékeké. Ezért érdemes különös figyelmet szentelni az előző relációban elvégzett vizsgálatok mellett a hosszabb távú tendenciák vizsgálatának is.

Kezdjük először ismét az alaptulajdonságokkal, majd folytassuk a rendelkezésre álló teljes időszak regresszióival:

5.39. tábla: USD/GBP árfolyamváltozás és hozamparitások alapjellemezői 1 napos perióduson

1979-2003	$\Delta \ln s$	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
Átlag:	-4,2E-05	2,58E-06	9,44E-07	-3,5E-06	-1,7E-05	-3E-05	-5E-05
Szórás:	0,006776	0,001255	0,002264	0,003212	0,004944	0,006548	0,008847
Variancia:	4,59E-05	1,57E-06	5,13E-06	1,03E-05	2,44E-05	4,29E-05	7,83E-05
Var %	100,00	3,43	11,16	22,47	53,23	93,37	170,46
ADF I(1) L:9	-24,044**	-20,974**	-21,310**	-21,370**	-21,817**	-22,518**	-22,784**

5.40. tábla: A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban  
1 napos előrejelzési periódusra (1979.01.02.:2003.08.28.)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
(5.10) $\ln s_2 - \ln s_1$	$\alpha$	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
	$\beta$	0,460** (0,070)	0,250** (0,039)	0,171** (0,027)	0,110** (0,018)	0,071** (0,013)	0,047** (0,010)
	$R^2$	0,007	0,007	0,007	0,006	0,005	0,004
	F	42,716	41,248	38,786	38,112	27,563	22,366
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	DW	1,980	1,982	1,983	1,981	1,982	1,982
Wald-teszt	F	29,64	185,0	454,8	1241	2370	4545
$\alpha=0, \beta=1$	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

A megfigyelések száma N=5854. Jelölések, mint fentebb.



25 év adatait szemlélve USD/GBP viszonylatban minden esetben nulla alfa paramétert, és hipotézis szerinti 1-től jelentősen elmaradó, viszont minden esetben szignifikánsan pozitív béta együtthatót tapasztalhatunk. Említést érdemel még, hogy a magyarázóerők egy teljes nagyságrenddel alacsonyabbak az USD/EUR relációban 1999-2003 között mértéknél. A havi perióduson végzett vizsgálataink alapján azonban jogos lehet a gyanúnk, hogy a kapcsolat szorossága az egyes részdíszakokra korántsem homogén. Ezért a korábbiakhoz hasonlóan két, nagyjából azonos hosszúságú időszakra (1979-1990, ill. 1991-2003) bontva is számoltam regressziókat, melyek ismét jelentős eltéréseket mutatnak. A egyes időszakok alapjellemezői szintén különböznek, ha némileg szerényebb mértékben is:

5.41. tábla: USD/GBP árfolyamváltozás és hozamparitások alapjellemezői 1 napos perióduson

1979-1990	$\ln \Delta s$	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
Átlag:	-1,3E-05	1,27E-05	1,33E-05	9,71E-06	7,77E-07	-1,2E-05	-2,7E-05
Szórás:	0,007495	0,001669	0,002913	0,00409	0,006245	0,008251	0,011058
Variancia:	5,62E-05	2,78E-06	8,49E-06	1,67E-05	3,9E-05	6,81E-05	0,000122
Var %	100,00	4,96	15,10	29,77	69,42	121,20	217,69
1991-2003	$\ln \Delta s$	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
Átlag:	-7E-05	-6,9E-06	-1,1E-05	-1,6E-05	-3,3E-05	-4,8E-05	-7,2E-05
Szórás:	0,006026	0,000663	0,001406	0,002076	0,003285	0,004386	0,006083
Variancia:	3,63E-05	4,4E-07	1,98E-06	4,31E-06	1,08E-05	1,92E-05	3,7E-05
Var %	100,00	1,21	5,44	11,87	29,72	52,97	101,91

Az alapjellemezők tekintetében az egyetlen lényeges változás, hogy a második részdíszakra mind az árfolyamváltozás, mind a hozamparitások volatilitása csökkent. A mérséklődés az utóbbi esetben csekélyebb, aminek következtében 1991-2003 között csupán HP-10 változékonysága mérhető az árfolyaméhoz, miközben az első részdíszakban (1979-1990) még HP-7-é is meghaladja azt.

A regresszióknál már szembeszökőbb a különbség: a két táblázatban csupán a nullától egyáltalán nem különböző alfa értékek hasonlítanak. Ezzel szemben az  $R^2$ -ek és béták a második időszokban általában teljes nagyságrenddel haladják meg az első időszak értékeit. Miközben az első időszokban béta két esetben sem különbözik szignifikánsan nullától, addig a másodikban valamennyi szignifikánsan pozitív, sőt HP-1-nél  $\alpha=0$ ,  $\beta=1$  sem vethető el.<sup>188</sup> HP-1 hibatagjai sem autokorreláltak:  $\rho(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+1}) = -0,03$ ;  $p = 0,094$ .

<sup>188</sup> Amennyiben HP-1 esetére a béta intervallum-bebecslésének alsó vége nagyobb lenne 1-nél, akkor is joggal feltételezhetnénk, hogy valahol 1 és 2 év között létezik olyan horizont, melyre a hipotézis nem vethető el!



5.42. tábla: A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban  
1 napos előrejelzési periódusra (1979.01.02.:1990.12.28.)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
ln s <sub>2</sub> -ln s <sub>1</sub> (5.10)	$\alpha$	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
	$\beta$	0,319** (0,084)	0,128** (0,048)	0,077* (0,034)	0,049* (0,023)	0,030 (0,017)	0,022 (0,013)
	R <sup>2</sup>	0,005	0,002	0,002	0,002	0,001	0,001
	F	14,358	7,063	5,044	4,780	2,997	3,010
	p-érték	0,000	0,008	0,025	0,029	0,084	0,078
	DW	1,946	1,954	1,957	1,956	1,959	1,959
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	32,74	162,9	359,6	890,1	1618	2949
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

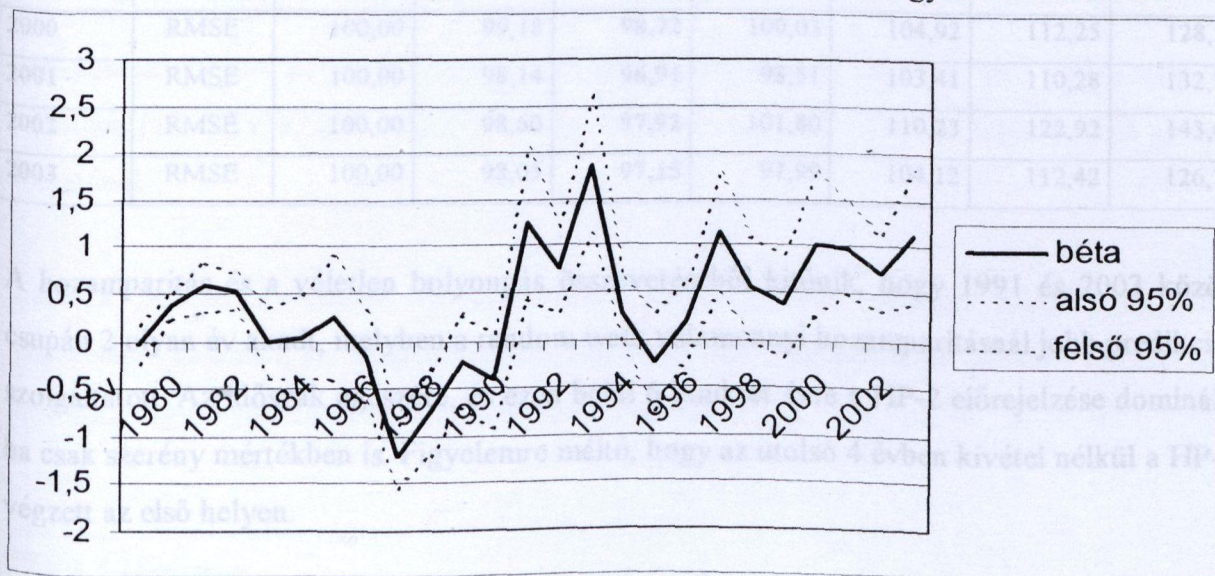
A megfigyelések száma N=2834. Jelölések, mint fentebb.

5.43. tábla: A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban  
1 napos előrejelzési periódusra (1991.01.02.:2003.08.28.)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
ln s <sub>2</sub> -ln s <sub>1</sub> (5.10)	$\alpha$	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
	$\beta$	1,295** (0,164)	0,742** (0,077)	0,513** (0,052)	0,317** (0,033)	0,208** (0,025)	0,124** (0,018)
	R <sup>2</sup>	0,020	0,030	0,031	0,030	0,023	0,016
	F	62,528	93,174	97,285	92,903	70,836	48,268
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	DW	2,070	2,076	2,071	2,058	2,044	2,034
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	1,786	5,797	44,01	215,7	513,1	1198
	p-érték	0,168	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000

A megfigyelések száma N=3020. Jelölések, mint fentebb.

5.15. ábra: HP-2 és az árfolyamváltozás közti regressziók béta együtthatói évenként





A béta együtthatók 25 év alatti változásait HP-2 példáján (5.15. ábra) szemlélve a következő megállapításokra juthatunk: a 80-as évek elejének néhány szignifikánsan pozitív értékét előbb a kapcsolat hiányára utaló szignifikancia-nélküliség, majd 1987-ben és 1988-ban szignifikánsan és erősen negatív értékek követték. Ezután azonban – ha némi kilengéssel is, de – csakis pozitív együtthatókat mérhetünk szignifikánsan, sőt az utolsó néhány évben az együttható mért értéke gyakorlatilag „beállt” az elmélet szerinti 1-es érték köré. (2000: 1,001\*; 2001: 0,976\*\*; 2002: 0,718\*\*; 2003: 1,104\*\*)

Ebben a relációban különösen tanulságosak a hozamparitás. illetve a véletlen bolyongás hipotézisén alapuló előrejelzések összevetései.

5.44. tábla: a hozamparitások és a véletlen bolyongás előrejelzésének összevetése  
USD/GBP relációban 1 napos periódusra (1991.01.02.:2003.08.27.)

időszak	mutató	RW	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
1991-2003	RMSE	100,00	99,03	<b>98,67</b>	99,84	105,29	114,42	132,87
1991-2003	MAE	100,00	<b>98,91</b>	99,00	101,32	108,99	119,58	140,72
1991	RMSE	100,00	98,41	<b>98,22</b>	98,37	101,22	107,12	121,66
1992	RMSE	100,00	99,10	97,99	97,23	<b>96,10</b>	99,70	109,73
1993	RMSE	100,00	98,13	96,21	<b>95,40</b>	96,05	99,86	112,58
1994	RMSE	100,00	<b>99,64</b>	103,11	112,18	137,85	168,09	212,22
1995	RMSE	100,00	<b>102,08</b>	104,66	109,44	123,20	138,25	164,11
1996	RMSE	100,00	<b>100,59</b>	103,01	107,66	121,41	138,42	170,63
1997	RMSE	100,00	98,60	<b>97,64</b>	97,75	104,86	116,24	135,06
1998	RMSE	100,00	100,07	<b>99,74</b>	100,57	107,71	117,16	136,71
1999	RMSE	100,00	<b>99,62</b>	100,70	103,02	111,45	125,65	147,28
2000	RMSE	100,00	99,18	<b>98,72</b>	100,03	104,92	112,25	128,51
2001	RMSE	100,00	98,14	<b>96,91</b>	98,51	103,41	110,28	132,73
2002	RMSE	100,00	98,60	<b>97,92</b>	101,80	110,23	122,92	143,01
2003	RMSE	100,00	98,05	<b>97,15</b>	97,99	104,12	112,42	126,77

A hozamparitás és a véletlen bolyongás összevetéséből kitűnik, hogy 1991 és 2003 között csupán 2 olyan év akadt, melyben a random walk valamennyi hozamparitásnál jobb predikciót szolgáltatott. Az időszak egészére, és ezen belül 6 konkrét évre a HP-2 előrejelzése dominált, ha csak szerény mértékben is. Figyelemre méltó, hogy az utolsó 4 évben kivétel nélkül a HP-2 végzett az első helyen.



A jó előjelek aránya ebben a relációban is tipikusan 50% feletti, sőt a domináns érték (2000 kivételével) még az USD/EUR relációban mértet is meghaladja.<sup>189</sup>

5.45. tábla: jó előjelek aránya USD/GBP relációban 1 napos periódusra

időszak	HP 1	HP 2	HP 3	HP 5	HP 7	HP 10
1991-2003	54,49	54,82	54,45	54,16	53,99	53,33
1999-2003	57,61	56,54	55,92	55,38	53,69	53,34
1999	52,06	54,12	52,88	52,88	50,41	52,06
2000	57,02	54,96	52,07	52,89	50,00	50,00
2001	60,67	58,16	56,90	56,90	55,65	54,39
2002	60,83	56,25	57,50	55,83	56,25	55,42
2003	57,50	60,63	62,50	60,00	57,50	55,63

Az előző relációval azonos módon számított potenciális hozamok viszont némileg elmaradnak az ottaniaktól, de még mindig nagyon vonzóknak tekinthetők:

5.46. tábla: potenciális hozamok a hozamparitás által jelzett jó előjelek alapján kereskedve USD/GBP relációban (1999.01.04.:2003.08.27.)

1991-2003	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
Hozam/év	0,1484	0,1699	0,1471	0,1469	0,1457	0,1261
Volatilitás/év	0,1535	0,1444	0,1613	0,1580	0,1546	0,1281
1999-2003						
Hozam/év	0,1929	0,1715	0,1256	0,1315	0,1291	0,1129
Volatilitás/év	0,0540	0,0790	0,1012	0,0827	0,0839	0,0673

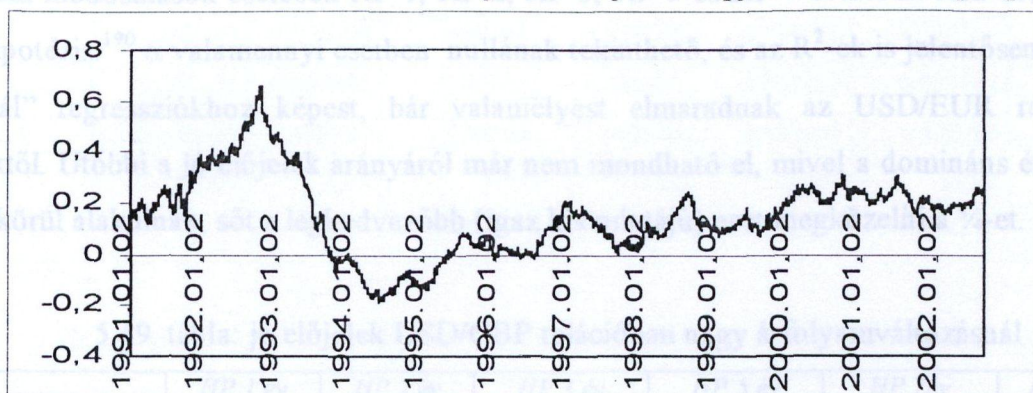
Világosan kitűnik, hogy az utolsó 5 évben az eredmények jelentősen javultak, hiszen a hozamok emelkedése mellett a volatilitások kb. felükre (HP-1 esetében harmadára!) csökkentek. Utóbbi példáját szemléltetem következő oldalon ábrában, bár az időszak első részében (1991-1998) HP-2 (mint az 5.46. táblából is látszik) jobban teljesített az ábrában láthatónál.

Ezen a ponton szeretném nyomatékosítani, hogy valóban „mintán kívüli” összevetés érdekében valamennyi hozamszámítás esetében az alaphipotézis szerinti  $[\alpha, \beta] = [0, 1]$  együtthatókkal kalibrált hozamparitásokkal számoltam.

<sup>189</sup> V.ö. 5.34-es tábla!



5.16. ábra: 1 éves hozamok HP-1 által jelzett előjelek alapján kereskedve spot piacon



Az outlier-regressziók és a jó előjelek aránya a mintaszórásnál ( $\approx 0,6\%$ ) és az 1%-nál nagyobb árfolyamváltozások esetére a következők:

5.47. tábla: A különböző hozamparitások outlier-regressziói USD-GBP relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1991.01.02.:2003.08.27.)  $\text{abs}(\text{ln}ds) > 0,6\%$

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
$\ln s_2 - \ln s_1$ (5.10)	$\alpha$	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)
	$\beta$	2,224** (0,430)	1,451** (0,211)	1,140** (0,151)	0,794** (0,100)	0,545** (0,077)	0,335** (0,056)
	$R^2$	0,035	0,060	0,072	0,079	0,064	0,046
	F	26,714	47,160	57,157	63,253	50,180	35,303
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	5,256	3,503	1,518	2,925	17,95	69,76
	p-érték	0,005	0,031	0,220	0,054	0,000	0,000

5.48. tábla: A különböző hozamparitások outlier-regressziói USD-GBP relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1991.01.02.:2003.08.27.)  $\text{abs}(\text{ln}ds) > 1\%$

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
$\ln s_2 - \ln s_1$ (5.10)	$\alpha$	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
	$\beta$	2,296** (0,741)	1,671** (0,384)	1,504** (0,284)	1,242** (0,197)	0,975** (0,161)	0,610** (0,122)
	$R^2$	0,035	0,067	0,097	0,132	0,123	0,088
	F	9,595	18,890	27,999	39,668	36,525	25,161
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Wald-teszt $\alpha=0, \beta=1$	F	2,104	2,116	2,132	1,236	0,271	5,341
	p-érték	0,124	0,123	0,121	0,292	0,763	0,005



A mintaszórásnál nagyobb árfolyamváltozások esetében HP-3, míg az 1%-nál nagyobb napi árfolyam-módosulások esetében HP-1, HP-2, HP-3, HP-5 és HP-7 esetében sem vethető el a  $\beta=1$  hipotézis.<sup>190</sup>  $\alpha$  valamennyi esetben nullának tekinthető, és az  $R^2$ -ek is jelentősen nőttek a „normál” regressziókhoz képest, bár valamelyest elmaradnak az USD/EUR relációban mértéktől. Utóbbi a jó előjelek arányáról már nem mondható el, mivel a domináns értékek itt is 2/3 körül alakulnak, sőt a legkedvezőbb (igaz kis mintájú) eset megközelíti a ¾-et.

5.49. tábla: jó előjelek USD/GBP relációban nagy árfolyamváltozásnál

	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7év	HP 10 év
<b>abs(lnΔs)&gt;0,6%</b>						
1991-2003 (N=736)	59,92	62,36	60,33	60,46	59,78	59,10
1999-2003 (N=241)	65,56	65,56	62,66	63,90	62,66	61,00
<b>abs(lnΔs)&gt;1%</b>						
1991-2003 (N=263)	60,84	65,78	63,50	65,02	65,40	62,74
1999-2003 (N=63)	63,49	73,02	69,84	71,43	69,84	69,84

Röviden összefoglalva az USD/GBP relációban tapasztaltakat megállapíthatjuk, hogy a hozamparitás előrejelző-képessége nem csupán az utolsó 5 évben, hanem lényegében a kilencvenes évtized elejétől számítva felülmúlja a véletlen bolyongást az 1 napos periódusra. Az USD/EUR relációhoz képest a legszembeötlőbb különbség, hogy a rövidebb horizonton számított értékek adták a vizsgálatok többségében a legkedvezőbb, nevezzük így: domináns értékeket. Ennek intuitív magyarázata lehet, hogy a fontban denominált papírok a nemzetközi portfóliók rövidebb szegmenseibe koncentrálnak, mint a dollárban és euróban jegyzettek.

### 5.2.3. GBP-EUR reláció

A GBP/EUR reláció vizsgálatához némi szkepszissel fogtam hozzá. Ezt részben a hosszabb periódusok kevésbé kedvező eredményei, részben egy praktikus megfontolás magyarázza. Az amerikai kötvénypiac hírei ugyanis néhány órával közelebb esnek a következő nap európai devizapiaci eredményeihez, mint az előző napi angol vagy német adatok. Könnyen elképzelhető ezért, hogy „felülírják” az abban hordozott információkat, hiszen a GBP/EUR árfolyam a 3 vizsgált reláció közül a relatíve legkisebb forgalmú, vagyis a leginkább a keresztárfolyam által meghatározott. Mint látni fogjuk, szkepszisem csak kis részben bizonyult indokoltnak. Tekintsük először az alapjellemzőket és a regressziókat:

<sup>190</sup> Utóbbiak közül természetesen csak HP-5, és különösen HP-7 esetében tűnik igazán jónak a becslés



5.50. tábla: USD/EUR árfolyamváltozás és hozamparitások alapjellemzői 1 napos perióduson

1999-2003	$\ln \Delta s$	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
Átlag:	-2,4E-05	6,23E-06	7,48E-06	7,51E-06	6,59E-06	5,77E-06	4,03E-06
Szórás:	0,005152	0,000445	0,00102	0,001601	0,002677	0,003787	0,005436
Variancia:	2,65E-05	1,98E-07	1,04E-06	2,56E-06	7,17E-06	1,43E-05	2,95E-05
Var %	100,00	0,74	3,92	9,65	27,01	54,02	111,31
ADF I(1) L:6	-12,973**	-12,000*	-13,367**	-14,239**	-15,715**	-16,980**	-17,468**

5.51. tábla: A különböző hozamparitások regressziói GBP-EUR relációban  
1 napos előrejelzési periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
(5.10)	$\alpha$	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
	$\beta$	0,936** (0,341)	0,484** (0,148)	0,308** (0,095)	0,207** (0,056)	0,150** (0,040)	0,091** (0,028)
	R <sup>2</sup>	0,007	0,010	0,009	0,012	0,012	0,009
	F	7,537	10,624	10,626	13,473	14,158	10,750
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	DW	2,045	2,041	2,041	2,037	2,037	2,041
Wald-teszt	F	0,038	6,078	26,78	98,58	226,7	532,5
$\alpha=0, \beta=1$	p-érték	0,963	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000

A megfigyelések száma N=1150. Jelölések, mint fentebb.

Eredményeink csupán kis mértékben térnek el a korábban tapasztaltaktól. Egyedül HP-10 varianciája mérhető az árfolyamváltozáséhoz, és a regressziók  $\alpha$  paraméterei is mind nullák. A  $\beta$ -együtthatók értékei itt is szignifikánsan pozitívak, ám jelentősen elmaradnak az USD/EUR relációban mértéktől. Igaz HP-1 esetében a hipotézis egésze sem vethető el, és a hibatagok is autokorrelálatlanok:  $\rho(\epsilon_t, \epsilon_{t+1})=-0,023$  és  $p=0,437$ . Az  $R^2$ -ek magasabbak az USD/GBP relációban (1991-2003) mért értékeknél, ám kisebbek, mint USD/EUR viszonylatban (1999-2003) tapasztalt társaik.

A hozamparitás és a random walk RMSE és MAE alapú összevetése (5.42. tábla) két tekintetben tér el az USD/EUR reláció ugyanezen időszakra számított értékeitől: egyrészt kissé kedvezőtlenebbek a domináns értékek, másrészt az egész időszakra kizárólag a HP-1 szolgáltat a véletlen bolyongásnál kedvezőbb predikciót.<sup>191</sup> A legfrissebb adatok ugyanakkor – akárcsak a másik két vizsgált relációban – a hozamparitásra nézve kedvezőbbek.

<sup>191</sup> A korábban már említett torzítással terhelt 1999-es évre még HP-1 is „vereséget szenved”.



5.52. tábla: a hozamparitások és a véletlen bolyongás előrejelzésének összevetése

GBP/EUR relációban 1 napos periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)

időszak	mutató	RW	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
1999-2003	RMSE	100,00	<b>99,68</b>	100,06	101,83	107,62	117,39	138,20
	MAE	100,00	<b>99,61</b>	100,03	102,33	109,16	119,51	141,54
1999	RMSE	100,00	<b>100,70</b>	102,38	106,69	119,24	136,20	165,89
	MAE	100,00	<b>100,27</b>	102,56	108,09	120,64	135,86	164,73
2000	RMSE	100,00	99,62	<b>99,34</b>	99,44	101,32	105,94	117,77
	MAE	100,00	99,92	<b>99,72</b>	100,15	102,54	108,41	120,79
2001	RMSE	100,00	<b>99,63</b>	100,71	102,12	104,26	108,96	126,66
	MAE	100,00	<b>99,43</b>	99,96	101,44	103,01	106,19	124,09
2002	RMSE	100,00	<b>99,26</b>	100,33	104,55	116,17	134,63	163,28
	MAE	100,00	<b>99,53</b>	100,34	104,68	117,60	136,08	164,23
2003	RMSE	100,00	98,61	<b>97,51</b>	99,62	108,72	123,53	154,09
	MAE	100,00	98,32	<b>96,63</b>	97,45	107,49	123,33	156,74

A HP oszlopaiban található adatok a random walk hibájának százalékában értendők.

A jó előrejeleket vizsgálva viszont különös felfedezést tehetünk: a regressziókkal és az RMSE-MAE vizsgálattal ellentétben a domináns értékek a magasabb horizonton számított hozamparitásoknál adódnak.

5.53. tábla: a hozamparitások által jelzett jó előrejelek aránya GBP/EUR relációban

1 napos periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)

Időszak:	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
1999-2003	51,00	52,57	52,04	53,26	<b>54,83</b>	53,96
1999	48,38	51,21	47,17	49,60	52,43	<b>53,64</b>
2000	49,60	52,02	51,21	52,43	<b>52,83</b>	49,60
2001	52,63	52,23	53,85	57,89	<b>59,51</b>	<b>59,51</b>
2002	50,61	52,63	53,04	51,82	<b>53,85</b>	52,23
2003	55,25	55,86	<b>56,48</b>	55,25	55,86	55,25

5.54. tábla: potenciális hozamok a hozamparitás által jelzett jó előrejelek alapján kereskedve

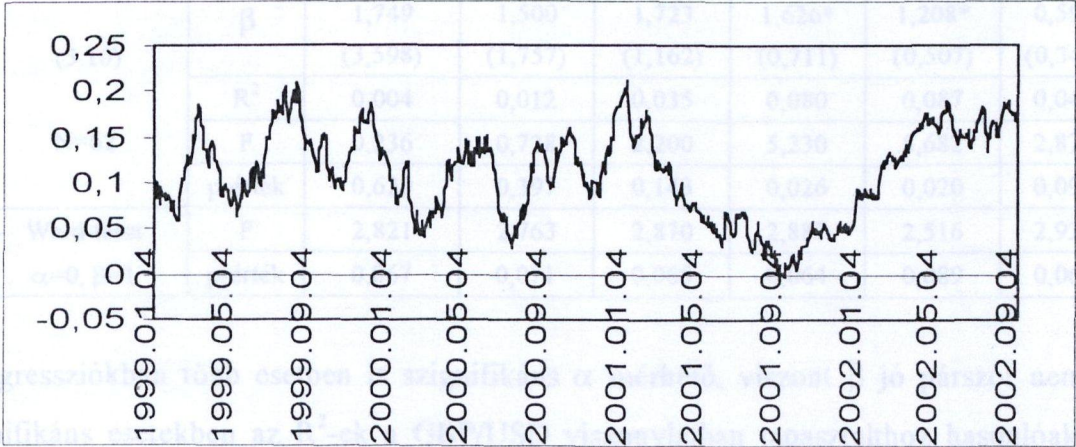
GBP/EUR relációban (1999.01.04.:2003.08.27.)

1999-2003	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7 év	HP 10 év
Hozam/év	0,0581	0,0778	0,1046	0,1102	<b>0,1388</b>	<b>0,1086</b>
Volatilitás/év	0,0366	0,0443	0,0629	0,0735	<b>0,0655</b>	<b>0,0481</b>



Az 5.54. tábla szerint a potenciális hozam/volatilitás profilok is a hosszabb horizontokon kedvezőbbek. HP-10 esetét ábrában is megnézzük.

5.17.ábra: 1 éves hozamok a HP-10 által jelzett előjelek alapján kereskedve a spot piacon.



A nagy árfolyamváltozások esetére számított jó előjelek arányai is egybevágnak az iménti megfigyeléseinkkel. Ugyanakkor azt is ki kell emelni, hogy ebben a relációban a jó előjelek aránya a szórásnál ( $\approx 0,5\%$ ) nagyobb árfolyamváltozások esetén nem éri el a 2/3-ot.

5.55. tábla: jó előjelek GBP/EUR relációban nagy árfolyamváltozásnál

	HP 1 év	HP 2 év	HP 3 év	HP 5 év	HP 7év	HP 10 év
<b>abs(lnΔs)&gt;0,5%</b>						
1999-2003 (N=338)	54,14	55,33	56,80	55,62	57,10	<b>57,69</b>
<b>abs(lnΔs)&gt;1%</b>						
1999-2003 (N=62)	58,06	58,06	62,90	64,52	<b>66,13</b>	59,68

Az outlier-regressziók eredményei kevésbé impozánsak, mint a másik két relációban:

5.56. tábla: A különböző hozamparitások outlier-regressziói GBP-EUR relációban  
1 napos előrejelzési periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.) abs(lnΔs)>0,5%

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
ln s <sub>2</sub> -ln s <sub>1</sub>	α	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
	β	1,948 (1,008)	0,965* (0,438)	0,638* (0,280)	0,438** (0,169)	0,342** (0,120)	0,202* (0,083)
N=338	R <sup>2</sup>	0,011	0,014	0,015	0,020	0,024	0,017
	F	3,730	4,868	5,216	6,765	8,105	5,876
	p-érték	0,054	0,028	0,023	0,009	0,005	0,016
Wald-teszt α=0, β=1	F	0,526	0,094	0,943	5,712	15,19	46,04
	p-érték	0,591	0,911	0,390	0,004	0,000	0,000



5.57. tábla: A különböző hozamparitások outlier-regressziói GBP-EUR relációban  
1 napos előrejelzési periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)  $\text{abs}(\text{ln}ds) > 1\%$

Függő változó	Mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
$\ln s_2 - \ln s_1$ (5.10)	$\alpha$	0,004* (0,002)	0,004* (0,002)	0,004* (0,002)	0,003* (0,002)	0,003* (0,002)	0,004* (0,002)
	$\beta$	1,749 (3,598)	1,500 (1,757)	1,723 (1,162)	1,626* (0,711)	1,208* (0,507)	0,591 (0,349)
	$R^2$	0,004	0,012	0,035	0,080	0,087	0,046
N=62	F	0,236	0,728	2,200	5,230	5,682	2,870
	p-érték	0,629	0,397	0,143	0,026	0,020	0,095
Wald-teszt	F	2,821	2,763	2,870	2,887	2,516	2,937
$\alpha=0, \beta=1$	p-érték	0,067	0,071	0,065	0,064	0,089	0,061

A regressziókban több esetben is szignifikáns  $\alpha$  mérhető, viszont  $\beta$  jó párszor nem az. A szignifikáns esetekben az  $R^2$ -ek a GBP/USD viszonylatban tapasztalathoz hasonlóak. Ezzel együtt is elmondható, hogy az első (5.56.) táblában HP-2 és HP-3, míg a második (5.57.) táblában HP-5 és HP-7 esetére nem vethető el a  $\beta=1$  hipotézis 5%-kos szinten. Sőt a Wald-tesztek az együttes hipotézist sem vetik el ezekben az esetekben. (Igaz az utóbbi két esetben – talán a túl kis mintának köszönhetően – az eredmények kevésbé meggyőzőek.)

Összegezve a GBP/EUR devizapár tapasztalatait elmondhatjuk, hogy bár a korábban vizsgált relációkhoz képest kevésbé impozáns, de a hozamparitás hipotézisét így is inkább alátámasztó eredmények születtek. E devizapár különlegessége, hogy miközben a regressziók a rövidebb horizonton mért hozamparitások és az árfolyamváltozás között jeleztek intenzívebb kapcsolatot, addig kereskedési stratégia formálásához inkább a hosszabb horizontok nyújthatnak kiindulópontot.<sup>192</sup>

#### 5.2.4. A napi előrejelzéshez alkalmazott hozamparitások Granger-tesztjei

A véletlen bolyongással való összevetések eredményei láttán természetes kérdésnek tűnik, hogy a hozamparitások a különféle relációkban miképpen állnak ki Granger „oksági” tesztjének próbáját. A kérdés megválaszolásában az Eviews-program volt segítségemre. Mivel az USD/GBP devizapár idősorának hosszúsága sokszorosa a másik kettőének, ezért ebben a relációban a teljes időszak mellett az időszak második felének, illetve (a másik két relációval való precíz összevethetőség érdekében) az utolsó majd 5 évnek az eredményeit is bemutatom.

<sup>192</sup> Ha visszaidézzük a másik két reláció eredményeit, akkor ott is felfedezhetünk hasonló kettősséget, igaz jóval kisebb kontraszttal.



5.58. tábla: Granger „oksági” tesztjének eredményei különböző relációkban

Lag=4	Mutató	HP 1év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10év
<b>USD/EUR 1999-2003 lag=6</b>							
HP⇒ΔIns	F	8,556	11,774	10,826	10,807	10,407	9,419
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
ΔIns⇒ HP	F	0,157	0,502	0,917	1,911	1,410	1,108
	p-érték	0,988	0,807	0,481	0,076	0,207	0,356
<b>USD/GBP 1979-2003 lag=9</b>							
HP⇒ΔIns	F	6,062	6,045	6,066	6,295	4,801	4,023
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
ΔIns⇒ HP	F	1,374	1,308	1,324	1,613	2,118	1,952
	p-érték	0,194	0,227	0,219	0,105	0,025	0,041
<b>USD/GBP 1991-2003 lag=7</b>							
HP⇒ΔIns	F	9,595	14,210	14,834	14,267	10,930	7,766
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
ΔIns⇒ HP	F	4,000	2,816	3,332	3,457	3,884	2,617
	p-érték	0,000	0,006	0,002	0,001	0,000	0,011
<b>USD/GBP 1999-2003 lag=6</b>							
HP⇒ΔIns	F	6,742	7,816	7,064	6,483	6,554	5,296
	p-érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
ΔIns⇒ HP	F	1,506	1,034	1,096	1,309	1,570	1,067
	p-érték	0,173	0,401	0,363	0,250	0,152	0,381
<b>GBP/EUR 1999-2003 lag=6</b>							
HP⇒ΔIns	F	3,898	5,238	5,570	5,428	4,651	3,603
	p-érték	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
ΔIns⇒ HP	F	1,470	1,901	2,094	2,336	1,928	1,275
	p-érték	0,185	0,078	0,051	0,030	0,073	0,266

Az eredmények, bár mutatnak némi ellentmondást, alapjában igen meggyőzőek: valamennyi hozamparitásról elmondhatjuk az összes relációban, hogy képesek a tisztán autoregresszív előrejelzésnél alaposabb predikciók elkészítését segíteni. A valószínűségi értékek (egyetlen apró kivétellel: GBP/EUR HP-1) egész egyszerűen nem is lehetnének már jobbak.<sup>193</sup>

Ezzel együtt nem egy esetben előfordul, hogy a tesztek a fordított irányba is jeleznek „oksági” kapcsolatot, bár kivétel nélkül mindig jóval gyengébb mértékűt. A vastagon szedett esetekben azonban az árfolyamváltozástól a relatív kötvényhozamok irányába mutató kapcsolat is szignifikáns. Különösen az USD/GBP reláció 1991 és 2003 közti időszakára tűnik ez a fordított irányú hatás jelentősnek. Természetesen ez utóbbi kapcsolatot a hozamparitás elméletéből kiindulva nemigen lehet értelmezni, de talán egyébként sem. Saját megnyugtatóságunk érdekében érjük be azzal, hogy még az említett időszakot szemlélve is elmondható, hogy az elmélettel azonos irányú „oksági” kapcsolathoz tartozó F-értékek átlag ötszörösen múlják felül a fordítottat. 1999 és 2003 között pedig az USD/GBP viszonylatban is ugyanolyan egyöntetű eredményeket kapunk, mint a forgalmát tekintve messze

<sup>193</sup> Az F-értékek átlagában valószínűleg azért lesz meglepő, hogy néhány esetben több mint 10-szeres jegyet kaptunk, mint a fordítottat.



legjelentősebb, USD/EUR devizapárra. A Granger tesztek eredményeit így összességében csakis pozitívan lehet értékelni.

5.2.5. A hozamparitás és a bankközi kamatok

Az (5.11) képlet alapján nyilvánvaló, hogy az 1 napos előrejelzések során a hozamparitások valójában a különböző horizontokra egyik, ill. másik pénznemben érvényes tőkepiaci hozamok különbségének változásain alapulnak, bár pontos meghatározásukhoz természetesen a periódusok számával (n) való szorzásra is szükség van. Logikusnak tűnik ezért a kérdés, hogy vajon a hozamgörbék rövid (pénzpiaci) végén bekövetkező változások nem lehetnek-e hasonlóan jó indikátorai az árfolyamváltozásnak? Az összehasonlításra a 12 hónapos horizont lehet elsődlegesen alkalmas, hiszen azt korábbi, állampapír-piaci adatokból kiinduló vizsgálatainknál is számba vettük, ugyanakkor a bankközi kihelyezések leghosszabb referencia-lejárata is egyben. A gyakorlatban leginkább használt off-shore referenciajegyzés, vagyis a Brit Bankárszövetség által publikált LIBOR alapján is elvégeztem a legfontosabb vizsgálatokat USD/EUR relációban a felmerülő kérdések megválaszolása érdekében. A vizsgált időszak – a korábbiakkal egyezően – 1999.01.04. és 2003.08.27. közötti. A teljesebb kép érdekében a közvetlenül összevethető 12 hónapos horizont mellett a 3 hónapos horizontot is megvizsgáltam, mivel ez utóbbi hozamai/kamatai állnak általában a monetáris irányítás érdeklődésének – és konkrét tevékenységének – homlokterében. Lássuk a regressziókat:

5.59. tábla: A különböző hozamparitások regressziói USD-EUR relációban 1 napos előrejelzési periódusra LIBOR-kamatokból (1999.01.04.:2003.08.27.)

Függő változó	Mutató	HP 0,25 év	HP 1 év
ln s <sub>2</sub> -ln s <sub>1</sub> (5.10)  N=1158	α	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
	β	1,725 (2,809)	0,495 (0,506)
	R <sup>2</sup>	0,000	0,001
	F	0,377	0,956
	p-érték	0,539	0,328
	DW	2,062	2,068
Wald-teszt α=0, β=1	F	0,093	0,590
	p-érték	0,911	0,555

<sup>193</sup> Az F-értékek áttekintése után aligha lesz meglepő, hogy néhány esetben több mint 10 tizedes jegyet tölthetnének meg a nullákkal!



Bár  $\beta$  pontbecslései pozitívak, a regressziók nagyon gyenge minőségűek, éles ellentétben az 5.31-es táblában láthatóval. A jó előjelek aránya is lényegében az 50% (=vakvéletlen) körül ingadozik még abban az esetben is, ha csak a jelentős árfolyamváltozásokat vizsgáljuk. Ezek után már nem lehet meglepő, hogy pozitív várható potenciális hozamú kereskedési szabály sem építhető a LIBOR-ok változásaiban hordozott információkra.

5.60. tábla: jó előjelek és potenciális hozamok LIBOR-ból kiindulva USD/EUR relációban

Mutató	HP 0,25 év	HP 1 év
Jó előjelek aránya (%):	49,05	50,17
Jó előjel (%), ha $\text{abs}(\ln\Delta s) > 0,7\%$	47,77	50,15
Évesített hozam:	-0,0291	-0,0326
Évesített volatilitás:	0,0897	0,0812

A negatív eredmények világos választ adnak a kérdésünkre: a bankközi kamatlábak változásai nem tartalmazzák ugyanazokat az információkat, melyek a hozamparitás segítségével az állampapírok (zérókupon) hozamaiból származtathatók. Az on- és offshore kamatok konvergenciája okán abban az esetben sem igen számíthatnánk kedvezőbb eredményekre, ha pl. CD-hozamokkal, vagy EURIBOR-értékekkel dolgoztunk volna. A kapott eredmény egyébként egyértelműen egybevág a 4. fejezetben leírt elméleti megközelítéssel, hiszen banki lekötések esetében ab ovo nem lehet szó az eszközből származó árfolyamnyereségekről.

5.2.6. A hozamparitásra épülő spekulatív kereskedés esélyei

A hozamparitás megismert előrejelző képessége alapján ösztönösen felmerül a kérdés, hogy milyen esélyekkel kecsegtet egy a hozamparitásra építő spekulatív kereskedési stratégia a devizapiacokon? A választ korábbi vizsgálataink részben már meg is adták, hiszen egész egyszerűen a hozamparitás által jelzett változás irányába felvett spot pozíciók potenciális hozamait és volatilitását kiszámoltuk. Ezek önmagukban is igen kecsegtetőnek mondhatók, de kérdés, hogy vajon tovább javítható-e a kereskedési stratégia filter-szabályt követve?

Ebben az alponban azt a nagyon egyszerű és kézenfekvő filter-szabályt vesszük szemügyre, melyben csak akkor veszünk fel 1 napos devizapozíciót, ha a hozamparitás intenzív várható árfolyamváltozást jelez. Az intenzitás mérésére a hozamparitások korábban már közölt szórásadatait használtam fel. Ezekből kiindulva a következő egyszerű szabály építhető: ha a



hozamparitás a mintában mért saját szórásánál nagyobb abszolút értéket vesz fel, akkor azonos irányú devizapozíciót veszünk fel egyetlen napra.<sup>194</sup> A jelzés nélküli napokon tőkénk persze nyugodtan leköthető overnight időszakokra. Ezzel a tranzakciós költségekkel kapcsolatos, korábban jelzett probléma is nagyvonalúan kezelhetővé válik.

Számításaim eredményeit a következő, 5.61. tábla összegzi.<sup>195</sup>

5.61. tábla: a hozamparitás által jelzett előjeleken alapuló kereskedési stratégia potenciális alapjellemzői filter-szabály mellett

reláció	mutató	HP 1 év	HP 2év	HP 3év	HP 5év	HP 7év	HP 10 év
USD/EUR	Szórás	0,000555	0,001391	0,002224	0,003689	0,005104	0,006975
	Minta (N=)	241	298	309	351	350	317
	Jó előjel (%)	61,00	61,41	58,90	58,40	61,14	63,41
	Hozam/év	0,5592	0,5409	0,4183	0,4725	0,5093	0,5823
	Volatilitás/év	0,1142	0,1120	0,1077	0,1112	0,1133	0,1128
USD/GBP							
1991-2003	Szórás	0,000663	0,001406	0,002076	0,003285	0,004386	0,006083
	Minta (N=)	600	672	699	772	793	805
	Jó előjel (%)	60,00	60,27	61,73	60,95	58,83	56,40
	Hozam/év	0,3674	0,4319	0,4462	0,4438	0,3438	0,2531
	Volatilitás/év	0,1116	0,1101	0,1066	0,1043	0,0999	0,0997
1999-2003	Minta (N=)	173	220	242	249	278	273
	Jó előjel (%)	67,63	68,64	65,50	63,25	60,61	58,61
	Hozam/év	0,3281	0,4399	0,3564	0,3212	0,3186	0,2845
	Volatilitás/év	0,0798	0,0740	0,0772	0,0819	0,0824	0,0806
GBP/EUR							
	Szórás	0,000445	0,00102	0,001601	0,002677	0,003787	0,005436
	Minta (N=)	240	324	336	338	327	332
	Jó előjel (%)	58,33	56,79	57,74	55,33	53,21	53,92
	Hozam/év	0,2508	0,2092	0,2123	0,1810	0,1831	0,1833
	Volatilitás/év	0,0772	0,0807	0,0790	0,0778	0,0769	0,0829

A táblázat alapján bátran kijelenthetjük, hogy filterszabályunk hasznosnak bizonyult, hiszen az évesített hozamok (a domináns horizontokra) kb. 1,5-2,5 szorosukra nőttek, miközben a volatilitások alig nőttek, sőt néhol csökkentek. (V.ö.:5.35., 5.46. és 5.54. táblák!)

<sup>194</sup> Természetesen ugyanez a szabály a határidős devizapiacokon (forward, futures) is érvényesíthető, a tőkeáttétel minden áldásával (növekvő hozamlehetőségek) és veszélyével (növekvő volatilitás) egyetemben.



Mivel eddig nem utaltam rá külön – hiszen az alkalmazott „hozamszámítási módszerből” közvetlenül következik – most fontosnak tartom rámutatni: a kalkulált értékek most és korábbi számításaimban egyaránt konstans tőkére vetítve, vagyis a hozamok újrabefektetése nélkül értendők. Viszont a hozamkalkuláció feltételez egy referencia-pénznemet, igaz az már közömbös, hogy melyik a kettő közül. Végül a fedezetlen eladás lehetőségét is vélelmezi, hiszen ha a hozamparitás, pl. kétszer egymás után a referencia-pénznem erősödését jelzi, akkor spot devizapiaci profit csak a másik pénzben történő eladódás lehetősége mellett generálódhat (feltéve, hogy a teljes alaptőkénket váltjuk át minden alkalommal).<sup>196</sup> Utóbbi a kereskedési stratégia költségeit – ha csak kis mértékben is, de – növelheti.

Minthogy az 5.60-es tábla számai még az iméntiekkel együtt is túlságosan kecsegtetőek, ezért érdemes gondolat kísérletként átgondolnunk, hogy a hozamparitás predikcióira alapozott spekulatív kereskedési stratégiák alkalmazásának elterjedése milyen következményekkel járhat. Először is le kell szögeznünk, hogy az érintett devizarelációk piacainak óriási likviditása miatt az érdemi hatások kialakulásához a stratégia nagyon intenzív (széles körű, ill. a piacot vezető, óriási tőkéket mozgató aktorok részéről való) használata szükséges. Ha azonban ez megvalósul, akkor annak szükségszerű következménye a vélelmezett profitlehetőségek és a szükséges információk költségének határon történő kiegyenlítődése. Ekkor azonban a publikum kevésbé informált része számára is elérhető válik az információ, méghozzá közvetlenül a spot devizaárfolyamból.<sup>197</sup> Más szóval: mivel a hozamparitás és a devizaárfolyam közti kapcsolatot immár nem a nemzetközi kötvénybefektetők tranzakciói, hanem az azokkal kapcsolatos spekulatív várakozások teremtik meg, a kapcsolat még a magas frekvenciákon mérve is mind inkább szinkron idejűvé válik. Ezzel paradox helyzet állhat elő, hiszen miközben az elmélet önbeteljesítő jóslattá válik, aközben az aszinkron kapcsolat mérése mindinkább ellehetetlenül. A paradoxon feloldásának esélyét a ma még magas (napi) frekvenciás szinkron vizsgálatokban nem mérhető, de a fenti szituációban minden bizonnyal erősödő kapcsolatok megjelenése és beazonosítása jelentheti.

<sup>195</sup> A napi bázison számolt hozam és volatilitás értékeket 240 nappal annualizáltam, bár ezek ebben az esetben nem 1 naptári év alatt keletkeztek. Viszont a filter-szabály minőségének megítéléséhez szükségem volt a korábbiakkal való összehasonlítás lehetőségére.

<sup>196</sup> A fedezetlen eladás – devizapiacokról lévén szó –, valójában nem okoz különösebb nehézséget. A probléma áthidalására többféle módszer is elképzelhető: 1) a stratégiát eleve egy mindkét pénznemből összeállított tőkével (egyfajta „valutakosárral”) is el lehet kezdeni; 2) a határidős devizapiacok igénybe vétele. Utóbbi persze jóval egyszerűbb és életszerűbb, de alkalmazása esetén a tőkeáttételre is tekintettel kell lenni.

<sup>197</sup> V.ö.: Grossman-Stiglitz [1980, 394-395.o.].



5.2.7. Függelék: A hozamparitások korreláltsága és a késleltetés mértéke

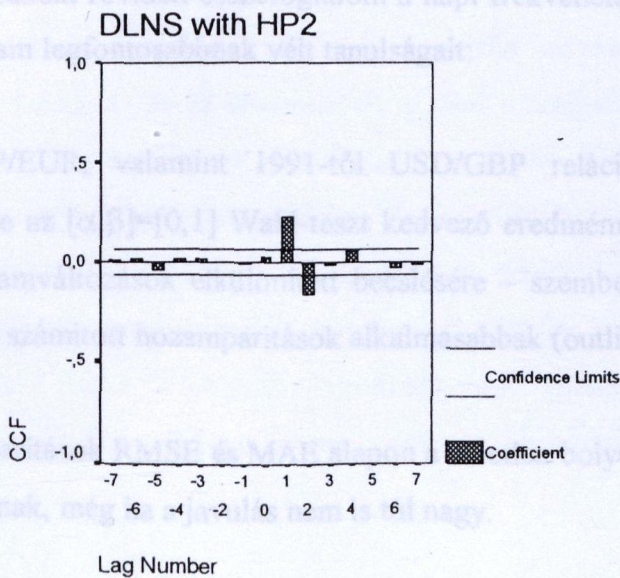
A hozamparitások számítási módja, és a korábban látott regressziós eredmények alapján nyilvánvalónak tűnik, hogy a különböző horizontokon számított hozamparitások (miként a hozamgörbék különböző pontjain rögzített hozamok) jórészt együtt, azonos irányba mozognak, és a jelentősebb különbség köztük az eltérő volatilitásukból adódhat. De érdemes közvetlenül is szemügyre venni a korreláció struktúráját az USD/EUR reláció példáján:

5.62. tábla: Az USD/EUR napi hozamparitások korrelációi egymással (1999-2003aug)

	HP1	HP2	HP3	HP5	HP7	HP10
HP1	1,000					
HP2	0,859	1,000				
HP3	0,756	0,954	1,000			
HP5	0,648	0,854	0,927	1,000		
HP7	0,585	0,775	0,840	0,949	1,000	
HP10	0,543	0,709	0,762	0,883	0,958	1,000

Az intuíciónknak megfelelően pozitív korrelációs értékek adódtak, melyek a horizontok távolságának növekedésével folyamatosan csökkennek. Az egymáshoz közeli horizonton számított paritások (Pl. HP-2 és HP-3, vagy HP-7 és HP-10) esetében viszont az egységnyihez igen közeli korrelációs együtthatókat regisztrálhatunk.

Egy másik kérdés, melyre korábban nem tértem ki az, hogy vajon csakis az 1 napos késleltetéssel adódnak-e összefüggések a napi árfolyamváltozás és a hozamparitások között. Lássuk tehát az USD/EUR relációban az egész mintát tekintve legjobb regressziós eredményt adó HP-2 és az árfolyamváltozás (SPSS-programmal elkészített) keresztkorrelációit!

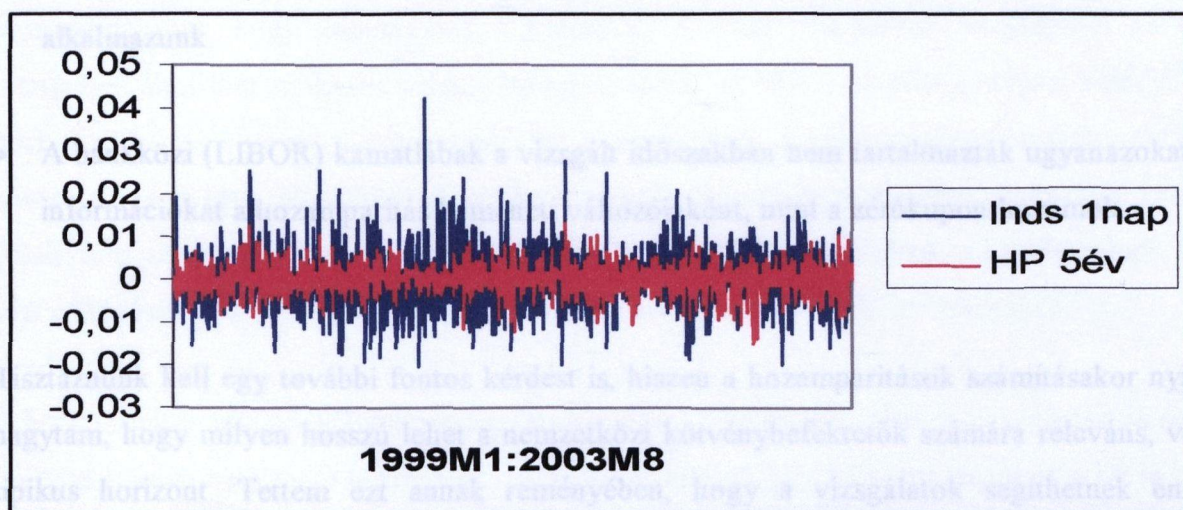




A diagramm alapján elmondható, hogy más mértékű késleltetéssel nem lenne értelme próbálkozni, hiszen a vizsgálaton kívül csak a kétnapos eltolással mérhető szignifikáns korreláció. Az viszont negatív előjelű, és vélhetőleg az idősorok stacioner természetének következménye. Feltűnő viszont, hogy e két eltolás együtthatójának abszolút értéke milyen élesen elüt a többi lehetséges kombináció alig látható (és persze: nem szignifikáns!) értékeitől.

E rövid függelék zárásaként az alfejezet elején megígért példa-ábrát közlök a hozamparitás és az árfolyamváltozás kapcsolatáról a napi előrejelzések során. Választásom az imént is vizsgált párra esett.

5.18. ábra: HP-5 és a másnapi árfolyamváltozás közti kapcsolat USD/EUR relációban



#### 5.2.8. Összegzés, következtetések

Végül, az alfejezet zárásaként röviden összefoglalom a napi frekvenciájú előrejelzések során kapott eredmények általam legfontosabbnak vélt tanulságait:

- USD/EUR és GBP/EUR, valamint 1991-től USD/GBP relációban is akad olyan hozamparitás, melyre az  $[\alpha, \beta] = [0, 1]$  Wald-teszt kedvező eredménnyel zárult. A jelentős mértékű napi árfolyamváltozások elkülönített becslésére – szemben a korábbiakkal – a hosszabb horizonton számított hozamparitások alkalmasabbak (outlier-regressziók).
- A domináns hozamparitások RMSE és MAE alapon a véletlen bolyongásnál tartósan jobb előrejelzéssel szolgának, még ha a javulás nem is túl nagy.



- A domináns hozamparitások az árfolyamváltozások irányát 55-60%-ban jelzik jól előre. Nagy mértékű árfolyamváltozások esetén az érték 2/3 körüli.
- A Granger-tesztek kivétel nélkül minden esetben arra utalnak, hogy az árfolyamhozamra napi szinten az autoregresszív modelleknél jobb előrejelzés adható a hozamparitások segítségével. Néhány esetben azonban a tesztek a fordított irányú kapcsolatot is jelzik, igaz sokkal kisebb erővel.
- A hozamparitások jelzéseire alapozott egyszerű spekulatív kereskedési stratégiák a vizsgált („mintán kívüli”) időszakban példátlanul kedvező hozam/kockázat profilt mutatnak, különösen, ha a hozamparitás saját volatilitásához kapcsolódó filter-szabályt alkalmazunk.
- A bankközi (LIBOR) kamatlábak a vizsgált időszakban nem tartalmazták ugyanazokat az információkat a hozamparitás bemeneti változójaként, mint a zérókupon-hozamok.

Tisztáznunk kell egy további fontos kérdést is, hiszen a hozamparitások számításakor nyitva hagytam, hogy milyen hosszú lehet a nemzetközi kötvénybefektetők számára releváns, vagy tipikus horizont. Tettem ezt annak reményében, hogy a vizsgálatok segíthetnek ennek feltárásában.

Azonban ezek ismeretében is csak feltételes megfogalmazásokkal élhetek, mert a különböző vizsgálatokban domináns hozamparitások horizontja meglehetősen változékonynak bizonyult. A domináns horizont változására hatást gyakorló tényezők viszont számba vehetőek. A vizsgált reláció éppúgy hatással van az eredményekre, mint a vizsgált időszak és a vizsgálati módszer. Az első kettőre még kínálkozik plauzibilis magyarázat, hiszen a releváns horizont relációnként természetesen nagyon is eltérhet, és az időbeli változásain sem kell különösebben csodálkoznunk. A módszerekkel kapcsolatos érzékenységből viszont a magam részéről inkább arra a következtetésre hajlok, hogy minél többféle módszerrel járjuk körül a témát, annál árnyaltabb képet kaphatunk. Eredményeink abban a tekintetben igenis robusztusak, hogy semelyik módszer sem utalt a hozamparitás koncepciójának irrelevanciájára.



## 6. Következtetések és összegzés

A dolgozatban áttekintést adtam arról a jelenségről, melyet a nemzetközi monetáris közgazdaságtan „forward-rejtély” néven ismer. A tradicionálisnak mondható feloldási kísérletek bemutatása mellett részletesen kitértem mindazokra a szakirodalmi hozzájárulásokra, melyek bármínemű rokonságot mutatnak saját, ún. hozamparitás megközelítésemmel. Ezt követően három kiemelkedően fontos nemzetközi reláció empirikus vizsgálatával kíséreltem meg bizonyítékokkal szolgálni megközelítésem relevanciája számára.

Racionális és kockázat-semleges nemzetközi befektetőket, és így a fedezetlen kamatparitás és a hozamgörbe várakozási hipotézise ex ante érvényességét feltételező elméleti érvelésben rámutattam arra, hogy amennyiben a befektetői horizont markánsan meghaladja az UIP tesztjeiben általában szokásos néhány hónapot, akkor az EHTS ex post sérülései a rövidtávú devizaárfolyam-pálya meghatározatlanságát eredményezik. A két lehetséges sarokmegoldást a kamatparitás ex post teljesülése, illetve az általam bevezetett hozamparitás képezhetik. Utóbbi érvényesülése akkor valószínűbb, ha stabilak a hosszú távú várakozások, s ha a hozamok nem várt változásai intenzíven megjelennek a fix kamatozású kötvények árfolyamában.

A hozamparitás empirikus tulajdonságai a szimultán, 1-3 hónapos periódusú vizsgálatok során (kellően hosszú befektetői horizontot alapul véve) feltűnő hasonlóságot mutattak a rövid távú deviza-árfolyamváltozás rugalmas rezsimekben tapasztalt nehezen értelmezhető természetével (volatilitás, előjel-váltások). A hozamgörbe hosszú végén bekövetkező csekély innovációk is elegendőek lehetnek a hozamparitás érvényesülése esetén ahhoz, hogy az árfolyam a kamatkülönbezett (vagyis az UIP-vel) ellentétesen mozogjon.

Magas frekvenciájú előrejelzési vizsgálataimban – ki merem jelenteni – egészen megdöbbentő eredményekre jutottam, hiszen a hozamparitás segítségével az 1 napos előrejelzési perióduson is „le lehet győzni” a véletlen bolyongás hipotézisét. Az árfolyamok napi változásának tehát létezik/létezhetsz az autoregresszív modelleknél precízebb leírása. Bár a befektetők lehetnek racionálisak, sőt kockázat-közömbösek is, a devizapiacok óriási forgalmuk ellenére (a spekulatív értelemben) mégsem feltétlenül hatékonyak.



Bemutatott megközelítem két, elméletileg problémás pontja a hosszú távú várakozások (normál körülmények közti) stabilitása, illetve a hozamparitás és az árfolyam közös sokkok általi mozgása lehetnek. Érdemes tehát megfogalmaznom ezekkel kapcsolatos álláspontomat:

A hosszú távú várakozások stabilitását inkább reál-, mintsem nominális kategóriákkal kapcsolatban szokás vélelmezni. Kézenfekvő volna ezért azzal érvelni, hogy a fejlett országok döntő többsége stabilan alacsony inflációs rátára törekszik, és így a reál- és a nominális árfolyamra vonatkozó várakozások szorosan együttmozognak. Magam azonban úgy vélem, hogy az intézményi befektetők számára külföldön tartott tőkéjük vásárlóerejének változásai csekély jelentőséggel bírnak. Ők legfeljebb néhány szolgáltatást (bróker, ügyvéd) vásárolnak az idegen devizában, és tőkejuttatóikkal is saját, referencia-pénznemükben számolnak el. A nominális kötvényhozamoknak az elvárt reálhozamokhoz való igazodását nézetem szerint a hazai befektetők kényszeríthetik ki. Az összefüggések megértése szempontjából mindenesetre meghatározó jelentősége lehet a fedezetlen paritás hosszú horizontú, ex post vizsgálatainak. Ebből a szempontból dolgozatom 3.1 alfejezetében prezentáltam az irodalomban eddig felmerült eredményeket jelentősen erősítő, és egyúttal árnyaló empirikus eredményeket. Fontos támpontot adhatnak továbbá a hosszú forward árfolyamok stacionaritását jelző empirikus eredmények is (Darvas-Rappai-Schepp [2004]).

Mivel a likvid pénzügyi piacok paralel módon, és gyakorlatilag azonnal reagálnak a releváns fundamentumokkal kapcsolatos információk minden változására, így a kötvény- és devizapiaci árfolyamváltozások még viszonylag magas (1-3 havi) frekvenciákon is szimultán módon jelennek meg. A hozamparitás-megközelítés logikájának megfelelő időbeli sorrendet csak a legmagasabb frekvenciákon lehet beazonosítani. Napi előrejelzési vizsgálataim épp ezt a célt szolgálták, és csak remélni tudom, hogy kellő meggyőzőerővel bírnak.

Amennyiben megközelítem helytállónak bizonyul, és a későbbi, kritikus szemmel, és kifinomultabb módszerekkel elvégzett empirikus vizsgálatok próbáját is kiállja, akkor a forward-rejtélyt talán megértettük. Tettük ezt úgy, hogy továbbra is érvényes összefüggésnek tekinthetjük ex ante az árfolyamelméletek egyik sarokkövét képező fedezetlen kamatparitást. Vagyis sem permanensen torzított várakozásokat, sem irreális mértékben kockázatkerülő befektetőket, sem masszívan visszatérő statisztikai-ökonometriai problémákat nem kellett vélelmezni hozzá. Sőt az árfolyamtól kiinduló, akár a jegybanki reakciókon keresztül megvalósuló visszacsatolások sem elengedhetetlenek hozzá. De ellent sem mondanak neki.



A magyarázat ugyanis a pénzügyi piacok eddig figyelmen kívül hagyott interakcióiban, közvetve pedig az intézményi peremfeltételek szintén nem vizsgált természetében rejlik.

Ahogy az lenni szokott, mihelyt egy rejtély megoldódni látszik, rögtön támad egy újabb. Ha ugyanis megközelítésem helytálló, akkor felmerül a kérdés, hogy vajon a 70-es 80-as évek folyamán mi okozta az árfolyam rövid távú ingadozásaival kapcsolatban tapasztalt anomáliákat? Csak egy intuitív sejtéssel, vagyis spekulációval tudok szolgálni:

Megeshet, hogy a legfejlettebb országok kötvénypiacait 10-15 éve elsősorban és dominánsan a keresletoldali hatások mozgatják. Az angolszász és kontinentális európai pénzügyi rendszerek konvergenciájával, és a pénzügyi piacok deregulációjával párhuzamosan gomba módra szaporodó befektetési alapok, a mind több országban szükségszerűvé váló nyugdíjreform nyomán akkumulálódó privát nyugdíjalapok, a klasszikus tevékenységüktől mind inkább a befektetési üzletág felé orientálódó bankok és biztosítótársaságok (egyszóval: az intézményi befektetők) folyamatosan fektetik be hosszú távra a hozzájuk érkező friss tőkéket. Mindeközben a közszférában világszerte az egyensúlyi pozíciók javítására irányuló törekvések dominálnak. E folyamatok együttesen lehetnek felelősek a korábban már többször hivatkozott intézményi változásokért.

A 70-es 80-as években viszont a kötvénypiacokat még jóval intenzívebb sokkok érhatték a kínálati oldalról, elsősorban a fiskális expanzió növekedést gerjesztő hatásaihoz fűződő illúziók okán. Ezért ezen időszak, vagy más relációkban a hasonló szituációk leírására a kínálati sokkokat tüzetesen vizsgáló állományi-egyensúlyi megközelítések továbbra is adekvátak lehetnek, de legalábbis kiindulópontnak alkalmasnak tűnnek.

A felmerült kérdések körüljárásához persze nem elégedhetünk meg efféle spekulatív eszmefuttatásokkal, azokhoz további, immár az intézményi feltételek változásaival is számot vető elmélyült vizsgálatok szükségesek.

Akad azonban még néhány olyan következtetés, melyet biztosan levonhatunk:

1. A devizaárfolyamok vizsgálata céljából is érdemes a hozamgörbe teljes hosszán, és minél precízebben gyűjteni az adatokat, illetve feldolgozni a bennük hordozott információkat.



2. A fedezetlen kamatparitás hosszú távú érvényességét illetően szükségesnek látszik a devizák szélesebb körét felölelő empirikus vizsgálatokat végezni, és az elméleti konzekvenciákkal számot vetni. Ha a fedezetlen paritás hosszú távon teljesül, akkor a (relatív) vásárlóerő-paritás, pl. csakis úgy lehet érvényes, ha a reálkamat-paritás (vagyis a reálkamatok nemzetközi kiegyenlítődése) is fennáll.
3. A hozamparitás-megközelítést szükséges lenne igényesebb és kifinomultabb statisztikai-ökonometriai vizsgálatoknak alávetni.
4. Érdekes eredményekkel kecsegtetne egy komparatív megkérdés, melyben a közvetlen árfolyam-várakozások a hozamgörbével kapcsolatosakkal szimultán módon kerülnének tesztelésre. Ugyanazon piaci szereplők kinyilvánított kötvény- és devizapiaci várakozásait egybevetve, azoknak (a hozamparitás alapján értelmezett) konzisztenciája mellett, a tényleges árfolyammozgásokkal való kapcsolatuk azonos vagy eltérő szorosságáról is információkat nyerhetnénk.

Érdemes számba venni azokat a kérdéseket is, melyeket a megközelítés remélt érvényessége megnyithat, illetve új megvilágításba helyezhet:

1. A megközelítéssel összhangban kiemelt fontosságot nyerhetnek a rövid távú árfolyamalakulás értelmezésében a tőkepiacok (pontosabban: a közepes és hosszú lejáratú kötvénypiacok<sup>198</sup>) hozamingadozását befolyásoló tényezők. Itt elsősorban a hazai megtakarítások, az állami hitelkereslet, az inflációs várakozások és hosszú távú tőkemegtérüléssel kapcsolatos vállalkozói anticipációk stabilitására gondolok. Mind a fiskális, mind a monetáris politika transzmissziója komplexebb lehet az árfolyam irányába, mint azt az implicate vízszintes hozamgörbét vélelmező elméletek többsége (pl. a Mundell-Fleming modell) leírja. A jegybanki kamatlépések kapcsán, pl. hangsúlyosabb szerepe lehet, hogy azok mértékét és időzítését a kötvénypiacok mennyire precízen árazták be előre. Ezért a külföldhöz mért rövid távú kamatkülönbözet mellett a hosszú távú inflációs- és hozamvárakozásokra gyakorolt hatások is fokozottan mérlegelendők. A kormányzat pénzügy-politikai intézkedései pedig annak függvényében erősíthetik vagy gyengíthetik rövidtávon a hazai pénznemet, hogy mennyiben járnak együtt (egyebek mellett) a költségvetés hosszú távú finanszírozási pozíciójáról alkotott befektetői anticipációk módosulásával.

<sup>198</sup> Az irodalomban jól dokumentált, hogy a részvény- és devizapiaci hozamok egymástól függetlenül alakulnak. Egyik írásomban (Schepp [2001]) a BUX és a HUF/USD árfolyam példáján szemléltetem a kapcsolatot.



2. Bizonyos esetekben a releváns hosszú horizont (a külföldiek által birtokolt kötvény-  
pozíciók átlagos hosszának) stabilitása is kérdéses lehet. A hosszú távú várakozások (pl.  
inflációs⇒hozam⇒árfolyam) jelentős módosulása a külföldi befektetők számára releváns  
horizont rövidülésében drámai módon is lecsapódhat. A feltörekvő országok – köztük  
hazánk – esetében viszont a horizont szisztematikus hosszabbodása módosíthat az  
eredményeken.
3. A megközelítés új fénybe helyezheti azokat a hagyományos felfogásnak ellentmondó  
megfigyeléseket, melyek szerint a rugalmasabb árfolyamrendszerekben a kamatlábak  
változékonysága is nagyobb, pl. Darvas-Szapáry [1999].
4. Érdemes lehet újra megfontolás tárgyává tenni a devizaárfolyam-mozgások rövidtávú  
kiszámítására törekvő jegybanki beavatkozások módszerét is. A napi periódusú vizsgálatok  
azt sugallják, hogy a jegybank tisztán köténytípi műveletei akár hatékonyabbak is  
lehetnek, mint akár a sterilizálatlan, akár a sterilizált devizapiaci intervenció. (Utóbbi  
kettő összevetését adja, pl. Dornbusch [1985, 119-120.o.].)
5. Végül a dolgozat bevezetőjében megfogalmazott vállalati (árfolyamkockázati) dilemma  
sem marad megválaszolatlanul: a hozamparitás megközelítés új támpontokat adhat a  
nemzetközi piacokon érdekelt termelőcégek pénzügyi vezetői számára, amennyiben  
lehetőséget teremthet a vállalati árfolyam- és kamatkockázatok integrált szemléletű  
menedzselésére. A relatív kamatkockázatok és az árfolyamkockázat közti összefüggések  
diverzifikációs lehetőségeket rejthetnek magukban. A piaci kockázatoktól mind inkább  
áthárított pénzügyi környezetben ennek jelentőségét pedig aligha lehet túlbecsülni.

A nyitott, és kidolgozásra váró kérdések tehát továbbra is felettébb számosak és súlyosak.  
Azonban megközelitésem – és így közvetve munkám – értékelésekor nem csak az lehet  
szempont, hogy mennyiben képes a bonyolult valósággal számot vetni. Legalább ilyen fontos,  
hogy tud-e annyira számot vetni a tényekkel, mint más ismert megközelítések.<sup>199</sup> Ebben az  
értelemben jó szívvel tehetem le most a tollat.

---

<sup>199</sup> Ezzel teljesen analóg nézetet fejt ki Frankel a „Zen and the Art of Modern Macroeconomics: The Search for  
Perfect Nothingness” című tanulmányában (Frankel [1995, 173-181.o.]).



## Hivatkozások

- ALEXIUS, A. [2000]: UIP for short investments in long-term bonds. Sveriges Riksbank, Working Paper Nr. 115.
- ALEXIUS, A. [2001]: Uncovered Interest Parity Revisited. *Review of International Economics*, 9(3), 505-517.o.
- ALEXIUS, A.–SELLIN, P. [2002]: Exchange rates and long-term bonds. Working Paper, 2002. Április, Uppsala University.
- BACKUS, D.–FORESI, S.–TELMER, C. [2001]: Affine term structure models and the forward premium anomaly. *Journal of Finance* 56, 279-304.o.
- BAILLIE, R.T.–BOLLERSLEV, T. [2000]: The forward premium anomaly is not as bad as you think. *Journal of International Money and Finance*, 19 (2000) 471-488.o.
- BAMS, D.–WALKOWIAK, K.–WOLFF, C.C. [2003]: More Evidence on the Dollar Risk premium in the Foreign Exchange Market. CEPR, Discussion Paper No. 3726.
- BARABÁS GYULA [1996]: Kamatparitás lebegő és csúszó leértékeléses árfolyamrendszerben. *Közgazdasági Szemle*, 43. 972-994. o.
- BEKAERT, G.–HODRICK, R.J. [2001]: Expectations Hypothesis Tests. *Journal of Finance*, vol. LVI. No. 4. 1357-1394.o.
- BEKAERT, G.–HODRICK, R.J.–MARSHALL, D.A. [1997]: On biases in test of the expectations hypothesis of the term structure of interest rates. *Journal of Financial Economics*, 44 (1997) 309-348.o.
- BEKAERT, G.–HODRICK, R.J.–MARSHALL, D.A. [2001]: Pešo problem explanations for term structure anomalies. *Journal of Monetary Economics*, 48 (2001) 241-270.o.
- BEKAERT, G.–WEI, M.–XING, Y. [2002]: Uncovered Interest Rate Parity and the Term Structure. NBER Working Paper 8795, 2002. február.
- BENCZÚR PÉTER [2002]: A nominálárfolyam viselkedése monetáris rezsimváltás után. *Közgazdasági Szemle*, 49. 816-837. o.



- BERK, J.M.–KNOT, K.H.W. [2001.a]: The term structure of UIP: evidence from survey data. *Applied Economics Letters*, 8. évf., 459-462.o.
- BERK, J.M.–KNOT, K.H.W. [2001.b]: Testing for long horizon UIP using PPP-based exchange rate expectations. *Journal of Banking & Finance*, 25 (2001) 377-391.o.
- BIS [2002]: Triennial Central Bank Survey: Foreign exchange and derivatives activity in 2001, március, Bazel
- BOERO, G.–TORRICELLI, C. [2002]: The information in the term structure of German interest rates. *The European Journal of Finance*, 8. 21-45.o.
- CAMPBELL, J.Y. [1995]: Some Lessons from the Yield Curve. *Journal of Economic Perspectives*, 9. évf., 129-152.o.
- CAMPBELL, J.Y.–SHILLER, R.J. [1991]: Yeald Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View. *Review of Economic Studies*, 58 (1991) 495-514.o.
- CAMPBELL, J.Y.–VICEIRA, L.M.–WHITE, J.S. [2003]: Foreign currency for long-term investors. *Economic Journal*, 113 március, 1-25.o.
- CAVAGLIA, S.–KOEDIJK, K.G.–VERSCHOOR, W.F.C.–WOLFF, C.C.P. [1998]: Interest expectations and exchange rates news. *Empirical Economics*, 23. évf., 525-534.o.
- CHINN, M.–FRANKEL, J. [1994]: Petterns in Exchange Rate Forecast for Twenty-five Currencies. *Journal of Money, Credit, and banking*, vol. 26. No. 4. (november 1994)
- CHINN, M.D.–MEREDITH, G. [2000]: Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons. HWWA Discussion Paper 102. Hamburg.
- CLARIDA, R.H.–SARNO, L.–TAYLOR, M.P.–VALENTE, G. [2003]: The out-of sample success of term structure models as exchange rate predictors: a step beyond. *Journal of International Economics* 60 (2003), 61-83.o.
- CLARIDA, R.H.–TAYLOR, M.P. [1997]: The term structure of forward exchange premiums and the forecastibility of spot exchange changes: correcting the errors. *Review of Economics and Statistics* 79, 353-361.o.
- CHIONIS, D.–MACDONALD, R. [2002]: Aggregate and disaggregate measures of the foreign exchange risk premium. *International Review of Economics and Finance*, 11 (2002) 57-84.o.



- DAHLQUIST, M.–HÖRDAHL, P.–SELLIN, P. [2000]: Measuring international volatility spillovers. In: BIS Conference papers, vol. 8. 110-133.o.
- DARVAS ZSOLT [1996]: Kamatkülönbség és árfolyamvárakozások az előre bejelentett kúszó árfolyamrendszerben. Közgazdasági Szemle, 43. 920-947. o.
- DARVAS, Z. [1998]: Spurious correlation in exchange rate target zone modeling: Testing the drift-adjustment method on the US dollar, random walk, and chaos, CEPR Discussion Paper No. 1890.
- DARVAS ZSOLT [2001]: Sávós devizaárfolyam-rendszerek hitelessége. Ph.D. értekezés, BKAÉ.
- DARVAS ZSOLT [2003]: Does PPP Strike Back by Aggregation? Kézirat, MNB.
- DARVAS ZSOLT–HALPERN LÁSZLÓ [1998] (szerk.): Árfolyamelmélet. Osiris, Láthatatlan Kollégium, Budapest.
- DARVAS ZSOLT–RAPPAL GÁBOR–SCHEPP ZOLTÁN [2004]: Uncovering Yield Parity. Magyar Nemzeti Bank, kézirat.
- DARVAS ZSOLT–SZAPÁRY GYÖRGY [1999]: A nemzetközi pénzügyi válságok tovaterjedése különböző árfolyamrendszerekben. Közgazdasági Szemle, 46. 945-968. o.
- DOMINGUEZ, K.M. [2003]: Book review, Journal of International Economics 61 (2003) 467-471.o.
- DORNBUSCH, R. [1976]: Várakozások és árfolyamdinamika. In: DARVAS ZSOLT–HALPERN LÁSZLÓ [1998] (szerk.): Árfolyamelmélet, 66-80. o., Osiris, Láthatatlan Kollégium, Budapest.
- DORNBUSCH, R. [1985]: A devizaárfolyamok közgazdaságtana. In: DARVAS ZSOLT–HALPERN LÁSZLÓ [1998] (szerk.): Árfolyamelmélet, 104-122. o., Osiris, Láthatatlan Kollégium, Budapest.
- DRAKOS, K. [2003]: The term structure of deviations from the interest parity. Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 13 (2003) 57-67.o.
- DUNNE, P.–MOORE, M.J.–PORTES, R. [2002]: Defining Benchmark Status: An Application using Euro-Area Bonds. CEPR, Discussion Paper No. 3490.
- ENGEL, C. [1996]: The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence. Journal of Empirical Finance 3 (1996) 123-192.o.



- EUROPEAN CENTRAL BANK [2002.a]: Monthly Bulletin, január (2002).
- EUROPEAN CENTRAL BANK [2002.b]: Monthly Bulletin, november (2002).
- FAMA, E.F. [1984]: Forward and Spot Exchange Rates. *Journal of Monetary Economics*, 14, 319-338.o.
- FAUST, J.–ROGERS, J.H. [2003]: Monetary policy's role in exchange rate behavior. *Journal of Monetary Economics* 50 (2003) 1403-1424.o.
- FAUST, J.–ROGERS, J.H.–WRIGHT, J.H. [2003]: Exchange rate forecasting: the errors we've really made. *Journal of International Economics* 60 (2003), 35-59.o.
- FLOOD, R.P.–ROSE, A.K. [1996]: Fixies: of the forward discount puzzle. *Review of Economic and Statistics* (78) 748-752.o.
- FLOOD, R.P.–ROSE, A.K. [1999]: Understanding exchange rate volatility without the contrivance of macroeconomics. *Economic Journal*, (109) 660-672.o.
- FLOOD, R.P.–ROSE, A.K. [2002]: Uncovered Interest Parity in Crisis. *IMF Staff Papers*, 49. évf. 2. szám, 252-266. o.
- FLOOD, R.P.–TAYLOR, M.P. [1996]: Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach?. In: FRANKEL, J.A.–GALLI, G.–GIOVANNINI, A. (szerk.): *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, 261-293.o., The University of Chicago Press, London.
- FRANKEL, J.A. [1995]: *On Exchange Rates*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- FRANKEL, J.A.–ROSE, A.K. [2001]: Empirical Research on Nominal Exchange Rates. In: GROSSMAN, G.M.–ROGOFF, K. (szerk.): *Handbook of International Economics*, III. kötet, 2. Kiadás, 1689-1729. o., Elsevier, Amsterdam.
- FRENKEL, J.A.–LEVICH, R.M. [1975]: Fedezett kamatarbitrázs: kiaknázatlan nyereség? In: DARVAS ZSOLT–HALPERN LÁSZLÓ [1998] (szerk.): *Árfolyamelmélet*, 148-159. o., Osiris, Láthatatlan Kollégium, Budapest.
- FROOT, K.A. [1989]: New Hope for the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Finance*, vol. XLIV, no. 2. 283-305.o.
- FROOT, K.A.–THALER, R. [1990]: Anomalies: Foreign exchange. *Journal of Economic Perspectives*, 4. évf., 179-192. o.



- FROOT, K.A.–RAMADORAI, T. [2002]: Currency returns, institutional investor flows, and exchange rate fundamentals. NBER Working Paper 9101, 2002. augusztus.
- FROOT, K.A.–ROGOFF, K. [2001]: Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates. In: GROSSMAN, G.M.–ROGOFF, K. (szerk.): Handbook of International Economics, III. kötet, 2. Kiadás, 1647-1688. o., Elsevier, Amszterdam.
- FUJII, E.–CHINN, M. [2000]: Fin de Siècle Real Interest Parity. NBER Working Paper 7880, 2000. szeptember.
- GANDOLFO, G. [2002]: International Finance and Open-Economy Macroeconomics. Springer Verlag, Berlin.
- GOLDBERG, M.D.–FRYDMAN, R. [2001]: Macroeconomic fundamentals and the DM/\$ exchange rate: temporal instability and the monetary modell. International Journal of Finance and Economics, 6 (2001) 421-435.o.
- GOURINCHAS, P-O.,–TORNELL, A. [2003]: Exchange rate dynamics, learning and misperception. CEPR, Discussion Paper Nr. 3725.
- GROSSMAN, S.J.–STIGLITZ, J.E. [1980]: On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. The American Economic Review, 70(3), 393-408.o.
- GYOMAI GYÖRGY–VARSÁNYI ZOLTÁN [2002]: Az MNB által használt hozamgörbebecslő eljárás felülvizsgálata. MNB Füzetek 2002/6.
- HARRIS, R.D.F. [2001]: The expectations hypothesis of the term structure and time-varying risk premia: a panel data approach. Oxford Buletin of Economics and Statistics, 63, 2 (2001) 0305-9049.o.
- HAYEK, F.A. [1995]: Piac és szabadság. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- HEIM PÉTER [1996]: Tőkepiaci árfolyam-modellek és a valóság II. Bankszemle, október-november, 42-56. o.
- HOLMES, M.J.–PENTECOST, E.J. [1997]: The Term Structure of Interest Rates and Financial Integration in the ERM. International Journal of Finance and Economics, 2: 237-247.o.
- IMBS, J.–MUMTAZ, H.–RAVN., M.–REY, H. [2003]: PPP strikes back: aggregation and the real exchange rate. CEPR, Discussion Paper Nr. 3715.



- INCI, A.C.–LU, B. [2004]: Exchange rates and interest rates: can term structure models explain currency movements? *Journal of Economic Dynamics & Control*, 28. 1595-1614.o.
- INOUE, A.–KILIAN, L. [2003]: On the Selection of Forecasting Models. ECB Working Paper, no. 214. 2003 február.
- ISARD, P. [1995]: *Exchange rate economics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- JARCHOW, H.J.–RÜHMANN, P. [1991]: *Monetäre Aussenwirtschaftstheorie*. Vandenhoeck & Ruprecht, Göttingen.
- JORION, P. [1996]: Does real interest parity hold at longer maturities? *Journal of International Economics*, 40. (1996) 105-126. o.
- KEYNES, J.M. [1923]: *A Tract on Monetary Reform*. Macmillan, London.
- KILIAN, L.–TAYLOR, M.P. [2003]: Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rates? *Journal of International Economics* 60 (2003), 85-107.o.
- KRUGMAN, P.R. [1991]: Sávós árfolyamrögzítés és árfolyamdinamika. In: DARVAS ZSOLT–HALPERN LÁSZLÓ [1998] (szerk.): *Árfolyamelmélet*, 160-171. o., Osiris, Láthatatlan Kollégium, Budapest.
- KRUGMAN, P.R.–OBSTFELD, M. [2000]: *International Economics*. Addison-Wesley, Amsterdam.
- KUGLER, P. [1997]: Central Bank Policy Reaction and the Expectations Hypothesis of the Term Structure. *International Journal of Finance and Economics*, 2: 217-224.o.
- KUGLER, P. [2000]: The expectation hypothesis of the term structure of interest rates, open interest rate parity and central bank policy reaction. *Economics Letters* 66. 209-214.o.
- KUGLER, P.–WEDER, B. [2002]: The Failure of Long Run Uncovered Interest parity For Swiss Franc Assets. Working Paper, március 2002, Universität Basel.
- LEWIS, K.K. [2001]: Puzzles in International Financial Markets. In: GROSSMAN, G.M.–ROGOFF, K. (szerk.): *Handbook of International Economics*, III. kötet, 2. Kiadás, 1913-1971. o., Elsevier, Amsterdam.
- LOBO, B.J. [2002]: Large changes in major exchange rates: a chronicle of the 1990s. *Applied Financial Economics*, 12. évf., 805-811.o.
- LUCAS, R.E., Jr [1982]: Interest rates and currency prices in a two-country world. *Journal of Monetary Economics* 10 (1982) 335-359.o.
- LYONS, R.K. [2001]: *The Microstructure Approach to Exchange Rates*. MIT Press.



- MARK, N.C. [1995]: Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability. *The American Economic Review*, 85. évf. 1995 március, 201-218.o.
- MCCALLUM, B.T. [1994.a]: A reconsideration of the uncovered interest parity relationship. *Journal of Monetary Economics* 33 (1994) 105-132.o.
- MCCALLUM, B.T. [1994.b]: Monetary policy and the term structure of interest rates. NBER Working Paper 4938, 1994. november.
- MCCALLUM, B.T.–NELSON, E. [1999]: Nominal income targeting in an open-economy optimizing model. *Journal of Monetary Economics* 43 (1999) 553-578.o.
- MACDONALD, R. [1999]: Exchange Rate Behavior: Are Fundamentals important? *Economic Journal*, 109. 673-691.o.
- MACDONALD, R.–MARSH, I.W. [1997]: On Fundamentals and Exchange Rates: a Casselian Perspective. *Review of Economics and Statistics*, vol. 79. 655-664.o.
- MEESE, R. [1990]: Currency Fluctuations in the Post-Bretton Woods Era. *The Journal of Economic Perspectives*, 4.évf., 117-134. o.
- MEESE, R.A.–ROGOFF, K. [1983]: Empirical Exchange Rate Modells of the Seventies. *Journal of International Economics*, 14. (1983) 3-24.o.
- MELINO, A. [1988]: The term structure of interest rates: evidence and theory. *Journal of Economic Surveys*, vol. 2. no. 4. 335-366. o.
- MEREDITH, G. [2003]: Medium-Term Exchange Rate Forecasting: What Can We Expect? Working Paper 2003/21. International Monetary Fund.
- MEREDITH, G.–CHINN, M.D. [1998]: Long-Horizon Uncovered Interest Rate Parity. NBER Working Paper 6797, 1998. november.
- MEREDITH, G.–MA, Y. [2002]: The forward Premium Puzzle Revisited. Working Paper 2002/28. International Monetary Fund.
- MOORE, M.J.–ROCHE, M.J. [2002]: Less of a puzzle: a new look at the forward forex market. *Journal of International Economics* 58 (2002), 387-411.o.
- MOOSA, I.A. [1999]: *Exchange Rate Forecasting*. Cambridge University Press.
- MOOSA, I.A.–BHATTI, R.H. [1997]: *International Parity Conditions*. Macmillan Press,
- NOUSSAIR, N.N.–PLOTT, C.R.–RIEZMAN, R.G. [1997]: The Principles of Exchange Rate Determination in an International Finance Experiment. *Journal of Political Economy*, 105. évf., 822-861.o.



- OBSTFELD, M.–ROGOFF, K. [1996]: Foundations of International Macroeconomics. MIT Press, Cambridge.
- PENTECOST, E.J. [1993]: A portfólió-egyensúlyi megközelítés. In: DARVAS ZSOLT–HALPERN LÁSZLÓ [1998] (szerk.): Árfolyamelmélet, 66-80. o., Osiris, Láthatatlan Kollégium, Budapest. 123-147.o.
- RAPPAI GÁBOR [1995]: Pénzügyi idősorok modellezése. Kandidátusi értekezés, JPTE/MTA
- RAZZAK, W.A. [2002]: The forward rate unbiasedness hypothesis revisited. International Journal of Financial Economics, 7 (2002) 293-308.o.
- RICHARDSON, M. [2001]: Discussion. Journal of Finance, vol. LVI. No. 4. 1394-1399.o.
- RIECKE WERNER–SZALKAI ISTVÁN–SZÁZ JÁNOS [1985]: Árfolyamelméletek és pénzügypolitika. KJK, Budapest.
- ROGOFF, K. [1999.a]: Perspectives on Exchange Rate Volatility. In: International Capital Flows, 441-453.o. University of Chicago Press.
- ROGOFF, K. [1999.b]: Monetary models of dollar/yen/euro nominal exchange rates: dead or undead? The Economic Journal, (109) 655-659.o.
- ROGOFF, K. [2002]: Dornbusch's Overshooting Model After Twenty-Five Years. Working Paper 2002/39. International Monetary Fund.
- ROMHÁNYI BALÁZS [2002]: Extending the McCallum monetary policy reaction function for more than two periods. Economics Letters 77 (2002) 227-232.o.
- RUDEBUSCH, G.D. [1995]: Federal Reserve interest rate targeting, rational expectations, and the term structure. Journal of Monetary Economics, 35 (1995) 245-274.o.
- SARNO, L.-TAYLOR, M. P. [2002]: Exchange Rate Behavior. Cambridge University Press.
- SCHEPP ZOLTÁN [2000]: Nemzetközi pénzügyi kapcsolatok. In: MADÁR PÉTER–SCHEPP ZOLTÁN–SZABÓ ZOLTÁN–SZEBELLÉDI ISTVÁN–IFJ. ZELLER GYULA [2000]: Pénzügyek alapjai. 5. Fejezet, 377-509.o.
- SCHEPP ZOLTÁN [2001]: Dollárbefektetők Magyarországon: forintban denominált részvények devizakockázata. Szigma, 32. 49-64.o.
- SCHEPP ZOLTÁN [2002]: A devizamenedzsment szerepe és eszköztára manapság Magyarországon. In: Nemzetközi menedzsment az új jelenség, 244-260.o. PTE/MTA



- SCHEPP ZOLTÁN [2003]: Befektetői horizont és a „forwardrejtély”. *Közgazdasági Szemle*, 50. 939-963.o.
- SHILLER, R.J. [1990]: The Term Structure of Interest Rates. In: FRIEDMAN, B.M.–HAHN, F.H. (ed.): *Handbook of Monetary Economics*, I. kötet, 627-672. o., Elsevier, Amszterdam.
- SHILLER, R.J.–CAMPBELL, J.Y.–SCHOENHOLTZ, K.L. [1983]: Forward rates and future policy: Interpreting the term structure of interest rates. *Brookings Papers on Economic Activity*, 173-223.o.
- SHIVELY, P.A. [2000]: Stacionary time-varying risk premia in forward foreign exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, vol. 19. (2000), 273-288.o.
- STEIN, J.L. [1986]: Real Effects of Futures Speculation: Asymptotically Rational Expectations. *Economica*, 53.évf. 159-180.o.
- TANNER, E. [1998]: Deviations From Uncovered Interest Parity: A Global Guide to Where the Action Is. Working Paper 1998/117. International Monetary Fund.
- TAYLOR, J.B. [1993]: Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39 (1993) 195-214.o.
- TAYLOR, M.P. [1995]: The Economics of Exchange Rates. *Journal of Economic Literature*, vol. 33. (március 1995) 13-47.o.
- TZAVALLIS, E.–WICKENS, M. [1998]: A Re-Examination of the Rational Expectations Hypothesis of the Term Structure: Reconciling the Evidence from Long-Run and Short-Run Tests. *International Journal of Finance and Economics*, 3: 229-239.o.
- WILLMS, M. [1992]: *Internationale Währungspolitik*. Franz Vahlen Verlag, München.
- WOLTERS, J. [1998]: Cointegration and German bond yields. *Applied Economics Letters*, 5, (1998) 497-502.o.
- WOOLDRIDGE, P.D. [2001]: The emergence of new benchmark yield curves. *Quarterly Review*, 2001. December, 48-57.o., BIS.
- WU, J. [1995]: Are there rational bubbles on foreign exchange markets? Evidence from an alternative test. *Journal of International Money and Finance*, vol. 14. No. 1., 27-46.o.
- ZHOU, S.–KUTAN, A.M. [2003]: Does the forward premium anomaly depend on the sample period used, or on the sign of the forward premium? *International Review of Economics and Finance*, megjelenés alatt.



## Ábrák jegyzéke

2.1. Prémium hozamok néhány nemzetközi relációban (1987M2:1998M8)	21.o
3.1. UIP és árfolyamváltozás DEM/USD relációban különböző horizontokon	33.o
3.2. UIP és árfolyamváltozás USD/GBP és DEM/GBP relációkban 7 éves horizonton	41.o
3.3. Prémium hozam a DEM/USD relációban különböző horizontokon	48.o
3.4. McCallum modelljének sémája	52.o
3.5. Meredith és Chinn modelljének sémája	56.o
3.6. Alexius modelljének sémája	58.o
4.1. A hozamgörbék és a várt árfolyampálya kapcsolata.	82.o
4.2. A 2. periódus hozamának nem várt változása és a lehetséges árfolyampályák	84.o
4.3. Pozitív kamatkülönbség és a hazai valuta erősödése	87.o
4.4. A hozamparitás megközelítés sémája	92.o
5.1. A szimultán vizsgálatok sémája	99.o
5.2. DEM/USD 1 havi árfolyamváltozás és hozamparitás (n=120)	100.o
5.3. DEM/USD 1 havi árfolyamváltozás és hozamparitás (n=60)	104.o
5.4. DEM/USD 1 havi árfolyamváltozás és hozamparitás (n=120)	104.o
5.5. DEM/USD 3 havi árfolyamváltozás és hozamparitás (n=40)	106.o
5.6. HP-5 és lnds 1 hó közti lineáris együtttható változásai	107.o
5.7. HP-10 és lnds 3 hó közti kapcsolat változásai	107.o
5.8. USD/GBP 1 havi árfolyamváltozás és hozamparitás (n=60)	111.o
5.9. USD/GBP 3 havi árfolyamváltozás és hozamparitás (n=20)	112.o
5.10. HP-5 és lnds 1 hó közti kapcsolat változásai USD/GBP relációban	113.o
5.11. DEM/GBP 1 havi árfolyamváltozás és hozamparitás (n=60)	116.o
5.12. HP-5 és lnds 1 hó közti kapcsolat változásai DEM/GBP relációban	117.o
5.13. A napi előrejelzésű vizsgálatok sémája	135.o
5.14. 1 éves befektetésekre jutó hozamok a HP-7 által jelzett előjelek alapján kereskedve 1999 és 2003 között USD/EUR relációban különböző időszakokra.	141.o
5.15. HP-2 és az árfolyamváltozás közti regressziók béta együttthatói évenként	145.o
5.16. 1 éves hozamok HP-1 által jelzett előjelek alapján kereskedve spot piacon	148.o
5.17. 1 éves hozamok a HP-10 által jelzett előjelek alapján kereskedve a spot piacon.	152.o
5.18. HP-5 és a másnapi árfolyamváltozás közti kapcsolat USD/EUR relációban	160.o



## Táblázatok jegyzéke

2.1. Az árfolyamváltozás és a kamatkülönbözet regressziói néhány kiemelkedő nemzetközi relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)	17.o
3.1. A fedezetlen kamatparitás regressziói DEM/USD relációban 1-10 éves horizontokon (1972M9:2003M9)	32.o
3.2. Különböző horizontú árfolyamváltozások ( $\Delta$ lns) és kamatparitások (UIP) alapjellemzői DEM/USD relációban (1972M9:2003M9)	35.o
3.3. Granger oksági tesztjének eredményei különböző horizontokon DEM/USD relációban	36.o
3.4. A fedezetlen kamatparitás regresszió USD/GBP relációban 1-10 éves horizontokon (1979M1:2003M9)	37.o
3.5. A fedezetlen kamatparitás regresszió DEM/GBP relációban 1-10 éves horizontokon (1979M1:2003M9)	37.o
3.6. Különböző horizontú árfolyamváltozások ( $\Delta$ lns) és kamatparitások (UIP) alapjellemzői USD/GBP relációban (1979M1:2003M9)	38.o
3.7. Különböző horizontú árfolyamváltozások ( $\Delta$ lns) és kamatparitások (UIP) alapjellemzői DEM/GBP relációban (1979M1:2003M9)	39.o
3.8. Granger oksági tesztjének eredményei különböző horizontokon USD/GBP relációban	39.o
3.9. Granger oksági tesztjének eredményei különböző horizontokon DEM/GBP relációban	40.o
3.10. A különböző horizontú prémium hozamok (ER) alapjellemzői DEM/USD relációban (1972M9:2003M9)	46.o
3.11. A különböző horizontú prémium hozamok (ER) alapjellemzői USD/GBP relációban (1979M1:2003M9)	46.o
3.12. A különböző horizontú prémium hozamok (ER) alapjellemzői DEM/GBP relációban (1979M1:2003M9)	46.o
3.13. A különböző horizontú prémium hozamok (ER) évesített mutatói	48.o
3.14. A hozamgörbe meredeksége és a hosszú hozamok rövid távú változásai közti regressziók (3.18) béta-együtthatói különböző lejáratok esetében.	65.o
5.1. A devizapiaci forgalom összetétele deviza-páronként	96.o
5.2. DEM/USD árfolyamváltozás és hozamparitások alapjellemzői 1 havi perióduson	100.o



5.3. A különböző hozamparitások regressziói DEM-USD relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1972M10:2003M9)	101.o
5.4. A különböző hozamparitások regressziói DEM-USD relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1972M10:1980M12)	102.o
5.5. A különböző hozamparitások regressziói DEM-USD relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1981M1:1990M12)	102.o
5.6. A különböző hozamparitások regressziói DEM-USD relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1991M1:2003M9)	103.o
5.7. A különböző hozamparitások regressziói DEM-USD relációban 3 hónapos vizsgálati periódusra (1972Q4:2003Q3)	105.o
5.8. A különböző hozamparitások regressziói DEM-USD relációban 3 hónapos vizsgálati periódusra (1991Q4:2003Q3)	106.o
5.9. USD/GBP árfolyamváltozás és hozamparitások alapjellemzői 1 havi perióduson	108.o
5.10. A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1979M2:2003M9)	109.o
5.11. A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1979M2:1990M12)	110.o
5.12. A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1991M1:2003M9)	110.o
5.13. A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban 3 hónapos vizsgálati periódusra (1979M2:2003M7)	111.o
5.14. A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban 3 hónapos vizsgálati periódusra (1991Q1:2003Q3)	112.o
5.15. DEM/GBP árfolyamváltozás és hozamparitások alapjellemzői 1 havi perióduson	114.o
5.16. A különböző hozamparitások regressziói DEM-GBP relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1979M2:2003M9)	115.o
5.17. A különböző hozamparitások regressziói DEM-GBP relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1979M2:1990M12)	115.o
5.18. A különböző hozamparitások regressziói DEM-GBP relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1991M1:2003M9)	116.o
5.19. A relatív kötvény-árfolyamnyereségek és prémium hozam (ER) regressziói DEM/USD relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)	119.o



5.20. A relatív kötvény-árfolyamnyereségek és prémium hozam (ER) regressziói USD/GBP relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)	119.o
5.21. A relatív kötvény-árfolyamnyereségek és prémium hozam (ER) regressziói DEM/GBP relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)	119.o
5.22. A kötvény-árfolyamnyereségek és a prémium hozam (ER) regressziói DEM/USD relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)	121.o
5.23. A kötvény-árfolyamnyereségek és a prémium hozam (ER) regressziói USD/GBP relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)	121.o
5.24. A kötvény-árfolyamnyereségek és a prémium hozam (ER) regressziói DEM/GBP relációban 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)	121.o
5.25. DEM/USD árfolyamra 1979M1-2003M12 között kalibrált modell szimulált momentumai és tesztstatisztikái.	125.o
5.26. A spread és a hosszú hozamok változásainak regressziói USD piacokon 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)	128.o
5.27. A spread és a hosszú hozamok változásainak regressziói DEM piacokon 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)	128.o
5.28. A spread és a hosszú hozamok változásainak regressziói GBP piacokon 1 hónapos vizsgálati periódusra (1987M2:2003M8)	128.o
5.29. A véletlen bolyongás és a hozamparitások becslési hibái az 1 havi árfolyamváltozás tekintetében (1991M1:2003M9)	131.o
5.30. A véletlen bolyongás és a hozamparitások becslési hibái a 3 havi árfolyamváltozás tekintetében (1991Q1:2003Q3)	132.o
5.31. USD/EUR árfolyamváltozás és hozamparitások alapjellemzői 1 napos perióduson	137.o
5.32. A különböző hozamparitások regressziói USD-EUR relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)	138.o
5.33. A hozamparitások és a véletlen bolyongás előrejelzésének összevetése USD/EUR relációban 1 napos periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)	139.o
5.34. A hozamparitások által jelzett jó előjelek aránya USD/EUR relációban 1 napos periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)	139.o
5.35. Potenciális hozamok a hozamparitás által jelzett jó előjelek alapján kereskedve USD/EUR relációban (1999.01.04.:2003.08.27.)	140.o
5.36. A különböző hozamparitások outlier-regressziói USD-EUR relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.) $\text{abs}(\text{ln}ds) > 0,7\%$	141.o



5.37. A különböző hozamparitások outlier-regressziói USD-EUR relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.) $\text{abs}(\text{ln}ds) > 1\%$	142.o
5.38. Jó előjelek USD/EUR relációban nagy árfolyamváltozásnál (1999:2003)	142.o
5.39. USD/GBP árfolyamváltozás és hozamparitások alapjellemzői 1 napos perióduson	143.o
5.40. A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1979.01.02.:2003.08.28.)	143.o
5.41. USD/GBP árfolyamváltozás és hozamparitások alapjellemzői 1 napos perióduson	144.o
5.42. A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1979.01.02.:1990.12.28.)	145.o
5.43. A különböző hozamparitások regressziói USD-GBP relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1991.01.02.:2003.08.28.)	145.o
5.44. A hozamparitások és a véletlen bolyongás előrejelzésének összevetése USD/GBP relációban 1 napos periódusra (1991.01.02.:2003.08.27.)	146.o
5.45. Jó előjelek aránya USD/GBP relációban 1 napos periódusra	147.o
5.46. Potenciális hozamok a hozamparitás által jelzett jó előjelek alapján kereskedve USD/GBP relációban (1999.01.04.:2003.08.27.)	147.o
5.47. A különböző hozamparitások outlier-regressziói USD-GBP relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1991.01.02.:2003.08.27.) $\text{abs}(\text{ln}ds) > 0,6\%$	148.o
5.48. A különböző hozamparitások outlier-regressziói USD-GBP relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1991.01.02.:2003.08.27.) $\text{abs}(\text{ln}ds) > 1\%$	148.o
5.49. Jó előjelek USD/GBP relációban nagy árfolyamváltozásnál	149.o
5.50. USD/EUR árfolyamváltozás és hozamparitások alapjellemzői 1 napos perióduson	150.o
5.51. A különböző hozamparitások regressziói GBP-EUR relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)	150.o
5.52. A hozamparitások és a véletlen bolyongás előrejelzésének összevetése GBP/EUR relációban 1 napos periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)	151.o
5.53. A hozamparitások által jelzett jó előjelek aránya GBP/EUR relációban 1 napos periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.)	151.o
5.54. Potenciális hozamok a hozamparitás által jelzett jó előjelek alapján kereskedve GBP/EUR relációban (1999.01.04.:2003.08.27.)	151.o



5.55. Jó előjelek GBP/EUR relációban nagy árfolyamváltozásnál	152.o
5.56. A különböző hozamparitások outlier-regressziói GBP-EUR relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.) $\text{abs}(\text{ln}ds) > 0,5\%$	152.o
5.57. A különböző hozamparitások outlier-regressziói GBP-EUR relációban 1 napos előrejelzési periódusra (1999.01.04.:2003.08.27.) $\text{abs}(\text{ln}ds) > 1\%$	153.o
5.58. Granger „oksági” tesztjének eredményei különböző relációkban	154.o
5.59. A különböző hozamparitások regressziói USD-EUR relációban napi előrejelzési periódusra LIBOR-kamatokból (1999.01.04.:2003.08.27.)	155.o
5.60. Jó előjelek és potenciális hozamok LIBOR-ból kiindulva USD/EUR relációban	156.o
5.61. A hozamparitás által jelzett előjeleken alapuló kereskedési stratégia potenciális alapjellemzői filter-szabály mellett	157.o
5.62. Az USD/EUR napi hozamparitások korrelációi egymással (1999-2003aug)	159.o





